Journal of Social Sciences (COES&RJ-JSS)
ISSN (E): 2305-9249 ISSN (P): 2305-9494
Publisher: Centre of Excellence for Scientific & Research Journalism, COES&RJ LLC
Online Publication Date: 1st April 2019
Online Issue: Volume 8, Number 2, April 2019
https://doi.org/10.25255/jss.2019.8.2.230.269

The Influence of Organizational Justice on Job Commitment in the Jordanian Ministries

Yazan Taher Shawabkeh
An Independent Researcher, Amman, Jordan, yazanshwabkeh@gmail.com
Musa Al-Lozi
Department of Public Administration, School of Business, The University of Jordan, Amman, Jordan & President of Aqaba Branch, The University of Jordan, Aqaba, Jordan
Lozi.musa@ju.edu.jo
Ra'ed Masa'deh
Department of Management Information Systems, School of Business, The University of Jordan, Amman, Jordan, r.masadeh@ju.edu.jo

Abstract:
The aim of this study was to investigate the impact of organizational justice on job commitment in Jordanian ministries. Data were collected through a questionnaire distributed to 450 employees in three Jordanian ministries, namely, the Ministry of Education; Ministry of Health; and Ministry of Awqaf Islamic Affairs and Holy Places. Data were analyzed via descriptive, simple linear regression analysis, and stepwise multiple linear regression analysis. The hypotheses of the research were tested and the probabilities of their acceptance were rejection. Findings revealed a statistically significant impact between organizational justice and job commitimnt. Results also indicated that informational justice has the highest influential effect on employee job commitmint, while procedural justice had the lowest impact on it. Furthermore, this study reports differences between the dimensions of the (OJ) in their impacts on the dimensions of job commitment. Moreover, the study found that the three dimensions of organizational justice (information justice, personal justice, and distributive justice) combined had a higher predictive capacity of job commitment than that of any independent dimension or two dimensions of organizational justice. In view of the results, the researcher gives some recommendations to the decision makers in Jordanian ministries that may guide them to promote the concept and practice of organizational justice in their ministries such as the need for increasing the levels of organizational justice, especially the distributive justice, and focusing on compatibility of income of the employee with their academic level and practical experience, in addition to necessity of improving the system of rewards in the Jordanian ministries because the rewards have a significant impact on the employees' perception of justice and on her/his interest in supporting her/his colleagues when doing additional work in the ministry. In other respects, this study has practical implications for future research such as attracting attention to the need to study job satisfaction and job engagement as mediatingvariables of association of employee's job commitment with organizational justice. This is in addition to conducting studies similar to the present one in different environments inside and outside Jordan.

Keywords:
Organizational Justice, Job Commitment, Ministries

Citation:
Shawabkeh, Yazan Taher; Al-Lozi, Musa; Masa'deh Ra'ed (2019); The Influence of Organizational Justice on Job Commitment in the Jordanian Ministries; Journal of Social Sciences (COES&RJ-JSS), Vol.8, No.2, pp:230-269; https://doi.org/10.25255/jss.2019.8.2.230.269.

أثر العدالة التنظيمية في الإلتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية

الملخص

هدفت هذه الدراسة إلى بيان أثر العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية، حيث اتبعت الدراسة المنهج الوصفي التحليلي. تم جمع بيانات الدراسة عن طريق استبانة وزعت على (450) موظفا في الوزارات الأردنية المبحوثة، والتي تمثلت بوزارة التربية والتعليم، ووزارة والصحة، ووزارة الأوقاف والشوؤن والمقدسات الإسلامية، بواقع (382) إستجابة. تم تحليل البيانات بإستخدام أساليب التحليل الوصفي والتباين والانحدار الخطي البسيط والانحدار الخطي المتعدد المتدرج. أظهرت النتائج أن للعدالة التنظيمية أثر موجب دال إحصائيا في الالتزام الوظيفي؛ وكان أكبرهاتأثيرا هي عدالة المعلومات ، وكان أقلهاهيعدالة الإجراءات. وأظهرت الدراسة فروقا بين آثار أبعاد العدالة التنظيمية في أبعاد الالتزام الوظيفي. وأيضا وجدت الدراسة أن أبعاد العدالة التنظيمية الثلاثة (عدالة المعلومات والعدالة الشخصية والعدالة التوزيعية) مجتمعة كان لها أعلى قدرة تنبؤية بالالتزام الوظيفي من أي بعد مستقل أو بعديْن معا للعدالة التنظيمية. وفي ضوة النتائج يقدم الباحث عددا من التوصيات لمتخذي القرار في الوزارات الأردنية يمكن لها أن ترشدهم إلى تعزيز مفهوم العدالة التنظيمية عند موظفيهم، وأهمها ضرورة تنمية مستويات العدالة التنظيمية وخاصة عدالة التوزيعات، والتركيز على أهمية توافق دخل الموظف مع مستواه التعليمي وخبرته العملية. وتقدم الدراسة بعض الاقتراحات للأبحاث المستقبلية كدراسة الرضا والارتباط الوظيفي كمتغيرات وسيطة إضافة الى تنفيذ دراسات مماثلة للدراسة الحالية في بيئات مختلفة داخل وخارج الأردن.

كلمات مفتاحية: العدالة التنظيمية، الإلتزام الوظيفي، الوزارات الأردنية، الأردن.

1. المقدمة

1.1 مشكلة الدراسة

في ضوء مراجعة الأدبيات المتعلقة بمتغيري (العدالة التنظيمية والإلتزام الوظيفي) تبين عدمِ وجودِ أيِّ دراسةٍ علمية بحثتْ في العلاقاتِ بين العدالةِ التنظيميةِ - أو أيٍّ من أبعادِها - والالتزام الوظيفيِّ - أو أيٍّ من أبعادِه - في وزارات ، وعن نُدرةِ هذا النوعِ من الدراساتِ في القطاعِ العامِّ عموما، يعني ذلك أن طبيعةَ العلاقاتِ بين الالتزام الوظيفيِّ بمختلِفِ أبعاده والعدالةِ التنظيميةِ بمختلِفِ أبعادِها في القطاعِ الحكوميِّ عموما وفي الوزاراتِ خصوصا غيرُ معروفةٍ، في حدود علم الباحث. هذا وقد أشارت العديد من الدراسات السابقة الى أن أبعادُ العدالةِ التنظيميةِ المختلفةُ تؤثرُ بدرجاتٍ متفاوتةٍ في أوجهِ الالتزام الوظيفي المختلفة (Chou et al. 2013; Salajeghea & Asgharpour, 2014) بالإضافة لمحدوديةُ وقصورُ تغطيةِ أبعادِ العدالةِ التنظيميةِ في الأدبِ المنشورِ حتى الأن فلمْ تتمَّ دراسةُ كلِّ أبعادِ العدالةِ التنظيميةِ في الدراسةِ الواحدةِ إلا نادرا، وهي قضيةٌ انتبه إليها عددٌ قليلٌ من الباحثين ومنهم نِكْلِن وآخرون (Nicklin et al., 2014) ، حيث تم لفت الأنظارَ إلى الحاجةِ إلى البحثِ في البُنْيةِ الكليةِ لمتغيرِ العدالةِ التنظيميةِ مبررّينَ ذلك بأن المتغيرَ الكلّيَّ مُتميِّزٌ عن أبعادِه الفردية وأن التباينَ المشتركَ بين الأبعادِ الفرديةِ للمتغيرِ المُعيّنِ قد يؤدي إلى تفسيرِ تباينٍ إضافيٍّ في حالةِ المتغيرِ الكلّي. وكما يَفهمُ الباحثُ مما سبق أن أثرَ المتغيرِ المستقلِّ الكليِّ في المتغيرِ التابعِ قد يكونُ مختلفا عن أثرِ أبعادِه الفرديةِ في نفسِ المتغيرِ من ناحيةِ المقدارِ أو القوة، وأن تأثُّرَ المتغيرِ التابعِ بالمتغيرِ المستقلِّ الكليِّ المُعيّنِ يكونُ مختلفا من ناحيةِ المقدارِ أو القوةِ عن تأثُّرِ هذا المتغيرِ بالأبعادِ الفرديةِ لنفسِ المتغيرِ المستقل، وتُصبحُ هذه المسألةُ بالتالي قضيةً مطروحةً للبحثِ والفحصِ والتحليلِ في هذه الدراسة. حيث أن الاختلافاتِ بين أبعادِ العدالةِ التنظيميةِ في تأثيراتِها في أوجُهِ الالتزامِ الوظيفيِّ المختلفةِ تُفَسّرُ – ولو جزئيّا – باختلافِ مستوياتِ هذه الأبعادِ في القطاعِ الواحدِ والمنظمةِ الواحدة. وبناءا على ما تقدم فأن هذه الدراسة تتناول موضوع العدالة التنظيمية وأثرها في الإلتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية.

وتتضح مشكلة الدراسة من خلال الإجابة على التساؤلات التالية:

1- ما أثرُ العدالةِ التنظيميةِ في الالتزام الوظيفيِّ في الوزاراتِ الأردنية؟

2- هل تؤثرأبعادِ العدالةِ التنظيميةِ في أبعادِ الالتزام الوظيفيِّ في الوزاراتِ الأردنيةِ بنفسِ الطريقةِ والقَدْر؟

1.2 أسئلة الدراسة

في ضوء مشكلة الدراسة تسعى الدراسة الحالية للإجابة عن الأسئلة التالية:

1- ما أثرُ العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية؟

ويتفرع من هذا السؤال عدة اسئلة فرعية:

- ما أثر عدالة التوزيعات في الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية؟
- ما أثر عدالة الاجراءات في الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية؟
- ما أثر عدالة التعاملات في الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية؟
- ما أثر عدالة المعلومات في الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية؟
- ما أثر العدالة الشخصية في الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية؟

2- ما مستوى تطبيق العدالة التنظيمية في الوزارات الأردنية بأبعادها المختلفة (عدالة التوزيعات، وعدالة الإجراءات، وعدالة التعاملات، وعدالة المعلومات، والعدالة الشخصية)؟

3- ما هو مستوى الالتزام الوظيفي للموظفين في الوزارات الاردنية بأبعاده المختلفة (الالتزام العاطفي، والالتزام الإستمراري، والالتزام المعياري)؟

1.3 أهداف الدراسة

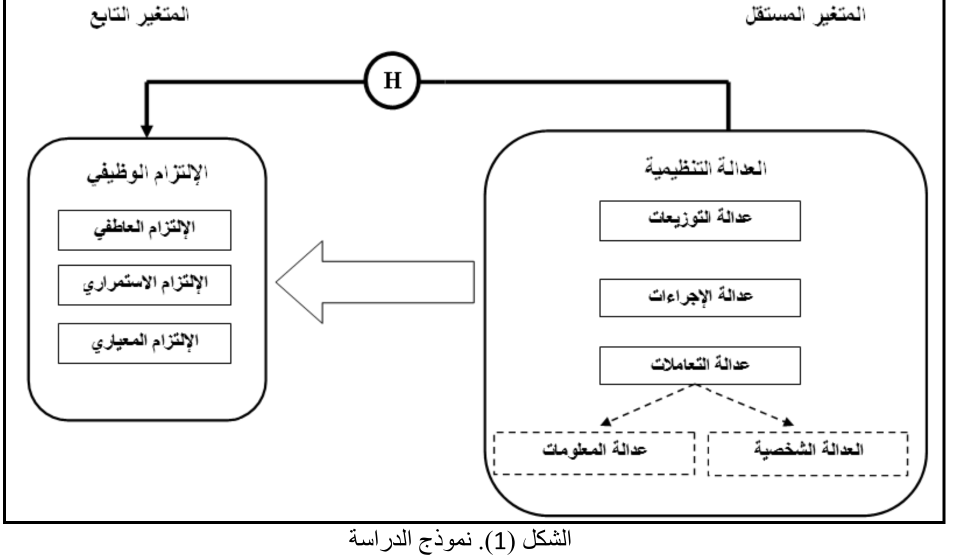
تهدف هذه الدراسة الى تبيان أثر العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية، وينبثق عن هذا الهدف الرئيس الأهداف الفرعية التالية:

1- التعرف إلى واقع العدالة التنظيمية الحالي وواقع الالتزام الوظيفي في الوزارات الاردنية المبحوثة.

2- تحديد أثر أبعاد العدالة التنظيمية منفردة ومجتمعة في أبعاد الالتزام الوظيفي منفردة ومجتمعة في الوزارات الأردنية المدروسة.

1.4 نموذج الدراسة

طوّر الباحث نموذجا عاما للدراسة يوضح المتغيرات المستقلة والمتغير التابع وطبيعة العلاقات بينها.



الشكل (1). نموذج الدراسة

هذا النموذج من تصميم الباحث لأغراض هذه الدراسة بالإستنارة بعدد من الدراسات السابقة وأهمها دراسات موخيرجي وآخرون ((Mukherjee et al., (2016) ، وسلاجِقي وأصْغَربور (Salajeghea & Asgharpour, 2014) ، وشوو وشوو وجيانغ وكلاين ((Chou, Chou, Jiang, & Klein (2013).

1.5 تعريف متغيرات الدراسة الإصطلاحية والإجرائية

1.5.1 العدالة التنظيمية: إدراكِ الموظفِ لعدالةِ التعاملِ والمعاملةِ التي يتلقّاها من المنظمة وردِّ فعلِه السلوكيَّ لهذه المعاملة، فهي إذا تُشيرُ إلى مقدارِ معاملةِ الموظفينَ بعدالةٍ في أماكنِ عملِهم (Rai, 2013).

ويعرفها الباحث إجرائيا: بأنها المساواةُ والإنصافُ في العمليات - وخاصة عملية صنع القرار – والقرارات، والإجراءاتِ التنظيمية، وفي التعاملِ مع الموظفين، والتي تحتكمُ – أي المساواةُ والإنصاف - إلى قواعد ومعاييرَ أخلاقيةٍ راسخة.

1. **العدالةُ التوزيعيةُ** (Distributive (or Distributional) Justice) حيث تُشيرُ إلى التوزيعِ المتساوي للمواردِ في المنظمة، وحسب شوو وآخرون (Chou et al. 2013) فهي تتعلّقُ بإيمانِ الموظفِ بما إذا كانَ قد تمَّ أمْ لمْ يتمَّ تلقّي النواتجِ المُستحقّة (Outcomes) ، وتشملُ النواتجُ الراتبَ والمكافآتِ والترقياتِ والتعويضاتِ وتوزيعَ المهام.

2. **عدالة الإجراءات** (Procedural Justice) حيث تدلُّ على مستوى العدالة الذي يسود خلال تنفيذ مختلِف العملياتِ والإجراءاتِ التنظيمية، وكما يرى شوو وآخرون (Chou et al., 2013) فهي تتعلّقُ بما إذا كان الموظفُ يَلْمَسُ أن العملياتِ التي بمُقتضاها تمَّ تحديدُ المُخرجاتِ عادلةٌ أم لا.
3. **عدالة التعاملات**(Interactional Justice) تتعلقُ بنوعيةِ المعاملةِ الشخصيةِ التي يتلقاها الموظفُ خلال تأديةِ إجراءاتِ العملِ في المنظمة (Chou et al., 2013; Nicklin et al., 2014; Mukherjee et al., 2016) حيث تتكون من:

- **العدالة الشخصية** (Interpersonal Justice)، وتُعبّرُ عن درجةِ معاملةِ الموظفينَ بأدبٍ وكرامةٍ واحترامٍ من قِبَل مشرفيهم ومدرائهم عند تنفيذِ الإجراءاتِ أو تحديدِ وتخصيصِ النواتج (Mukherjee et al., 2016).
- **عدالة المعلومات** (Informational Justice)، وتُعبّرُ عن درجةِ تقديمِ تفسيراتٍ وتوضيحاتٍ كافيةٍ من قِبَل متخذي القرارِ في المنظمةِ لسببِ وكيفيةِ استعمالِ الإجراءاتِ أو لسببِ توزيعِ النواتج، أي تُعبّرُ عدالةُ المعلوماتِ عن درجةِ تزويدِ الموظفينَ بالمعلوماتِ المتعلقةِ بمختلِفِ فعالياتِ وأنشطةِ وإجراءاتِ المنظمة (Mukherjee et al., 2016).

1.5.2 الالتزام الوظيفي: مستوى الالتصاق بالعمل والتّحفّز له عند الموظف، وأوْرَدَ عددا من تعريفات الالتزام الوظيفي ينصُّ أحدُها على أنه مستوى استغراقِ الموظف في عمله والأهميةُ التي يوليها له واستعدادُه لتكريس الوقت والطاقة اللازمة له. ((Coetzee, Schreuder, & Tladinyane (2014). **ويعرفه الباحث إجرائيا:** بمدى إرتباط الموظف بوظيفته والتعلّق بها والمحافظة عليها والتعهد بالبقاء فيها، والتصرّف وظيفيًا بمقتضى ذلك.

1. **الالتزام العاطفيُّ** (Affective Commitment) يُعبّرعن التعلُّق الإيجابيِّ للموظف بالعمل (Oludeyi, 2015).
2. **الالتزام الاستمراريُّ** (Continuous (or Continuance) Commitment) فهو الالتزام النّابعُ من التكلفةِ المُدركةِ المرتبطةِ بترك العمل (Oludeyi, 2015).
3. **الالتزام المعياريُّ** (Normative Commitment) هو ارتباطُ الموظف بالمنظمة بناء على تقييم المنافع الاقتصادية المكتسبة من العمل (Umoh, et al., 2014).

1.6 فرضيات الدراسة

تقوم هذه الدراسة على فرضية رئيس واحدة وخمسة عشر فرضية فرعية وهي:

1- يوجد أثر ذو دلالة إحصائية عند مستوى (α = 0.05) للعدالة التنظيمية بأبعادها الخمسة (عدالة التوزيعات وعدالة الإجراءات وعدالة التعاملات وعدالة المعلومات والعدالة الشخصية) في الالتزام الوظيفي بأبعاده الثلاثة (الالتزام العاطفي والالتزام المعياري والالتزام الاستمراري) في الوزارات الأردنية.

ويتفرع من الفرضية الرئيسة خمسة عشر فرضية فرعية، وهي:

1.1- يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة التوزيعات في الالتزام العاطفي.
1.2-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة التوزيعات في الالتزام المعياري.
1.3-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة التوزيعات في الالتزام الإستمراري.
1.4-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة الإجراءات في الالتزام العاطفي.
1.5-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة الإجراءات في الالتزام المعياري.
1.6-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة الإجراءات في الالتزام الإستمراري.
1.7-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة التعاملات في الالتزام العاطفي.
1.8-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة التعاملات في الالتزام المعياري.
1.9-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة التعاملات في الالتزام الإستمراري.
1.10-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة المعلومات في الالتزام العاطفي.
1.11-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة المعلومات في الالتزام المعياري.
1.12-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة المعلومات في الالتزام الإستمراري.
1.13-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) للعدالة الشخصية في الالتزام العاطفي.
1.14-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) للعدالة الشخصية في الالتزام المعياري.
1.15-يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) للعدالة الشخصية في الالتزام الإستمراري.

1.7 أهمية الدراسة

تُمثِّلُ هذه الدراسةُ إضافةً نوعيةً لأبحاثِ علمِ الإدارةِ العامةِ عموما وحقليِّ السلوكِ التنظيميِّ وإدارةِ المواردِ البشريةِ خصوصا لأنها ستُحدّدُ طبيعةَ وقوةَ العلاقاتِ بين العدالةِ التنظيميةِ والالتزام الوظيفيِّ في وزاراتٍ كواحدةٍ من فئاتِ منظماتِ القطاعِ العام، خاصةً وأن المُراجَعَةَ العلميةَ للأدبِ المنشورِ حتى تأريخِه تُبيّنُ أن هذه الدراسةَ هي الدراسةُ الأولى على مستوى العالم التي تبحثُ في العلاقاتِ بين هذيْنِ المتغيريْنِ عموما، وأبعادِهِما المذكورةِ آنفا خصوصا، في وزارات. ويعرض الباحث فيما يلي أبرز جوانب أهمية هذه الدراسة العِلمية والعَملية.

1.7.1 الأهمية العلمية

تنبع الأهمية العِلمِية للدراسة من أهمية موضوع العَدالة التنظيمية كونها تعد من أهم المفاهيم الإدارية المتعلقة بالموارد البشرية حيث ان تطبيق العدالة داخل المنظمات من قبل الإدارة العّليا يساهم في تعزيز الثقة بين الرؤساء والمرؤسيين مما ينعكس على إلتزامهم بمهام واهداف المنظمة.بالإضافة انها تستمد اهميتها من خلال انها تبحث في اظهار مدى تأثير العدالة التنظيمية على الالتزامالوظيفي الذي بدوره يؤثر على مدى تقدم المنظمة وتطورها. حيث إن ربطَ الالتزام الوظيفي بالعدالةِ التنظيميةِ سيساعدُ في تحقيقِ فهمٍ أعمقَ لأسس إلتزامِ الموظفينَ في القطاعِ الحكومي، وسيساعدُ في تحقيقِ فهمٍ أعمقَ للأسسِ والدعائمِ التحفيزيةِ لالتزامِ الموظفينَ في القطاعِ الحكومي، وسيسلّطُ الضوءَ على مستوى فعاليةِ الإمكاناتِ الأدائيةِ لفريقِ الإدارةِ في هذا القطاع.

1.7.2 الأهمية العَملية

تأتي الأهمية العَملية للدراسة من أهمية قطاع التطبيق المتمثل بالوزارات الأردنية في ظل سعي الدولة في تطوير النظام الخدماتي وزيادة كفاءته وكيف يمكن زيادة مستوى إدراك العاملين للعدالة التنظيمية مما قد يسهم في زيادة الالتزام الوظيفي لدى العاملين بها، وستُسهمُ نتائجُ هذه الدراسةِ في تحديدِ مستوياتِ أبعادِ العدالةِ التنظيميةِ وأبعادِ الالتزام الوظيفيِّ في الوزاراتِ الأردنية، وستُشخّصُ جوانبَ القوةِ وجوانبَ القصورِ في هذيْنِ المتغيريْن، ليتمَّ تكريسُ جوانبِ القوةِ ووضعُ الخططِ والبرامجِ التي ستؤدّي إلى التّغلبِ على جوانبِ القصورِ في العدالةِ التنظيميةِ والالتزام الوظيفي. وبشكل اكثر تحديدا فأن اهمية الدراسة العملية تتضح من خلال النقاط الآتية:

1- قد تفيد الأداريين في المؤسسات العامة على توفير مناخ تسوده العدالة والذي بدوره قد ينمي الالتزام الوظيفي لديهم.

2- المساهمة في رفع مستوى الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية مما قد يقلل من معدلات دوران العمل، ورفع مستوى الرضا والأداء الوظيفي بالإضافة الى تحقيق أهداف المنظمة.

1.8 حدود الدراسة

تتحدّد هذه الدراسة بالحدود التالية:

1. الحدود الموضوعية: يقتصر موضوع الدراسة الحالية على أثر العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي.
2. الحدود البشَرية: ستقتصر هذه الدراسة على العاملين في الوزارات الأردنية المبحوثة.
3. الحدود المكانية: الوزارات الأردنية المبحوثة.
4. الحدود الزمانية: يتحدد زمن هذه الدراسة بسنة 2018 وهي السنة التي تم فيها جمع بيانات الدراسة.

2 الطريقة العلمية المتبعة

3 الإجراءات العلمية

3.1 الطريقة والإجراءات

يحتوي هذا البحث على نوع الدراسة ومنهج البحث العلمي الذي تم اتباعه والإجراءات التي تم استخدامها من أجل تنفيذ هذه الدراسة، حيث تمثلت هذه الإجراءات بتحديد مجتمع الدراسة وعينته وطرق جمع بياناته، بالإضافة الى طرق تحكيم أداة الدراسة وحساب ثباتها وصدقها وبياناالخصائص الشخصية لأفراد عينة الدراسة.

3.2 منهج الدراسة

تتبنى هذه الدراسة المنهج الوصفي التحليلي، لأنه من أكثر المناهج التي تساهم في التعرف على ظاهرة الدراسة، ووضعها في إطارها الصحيح، وتفسير جميع الظروف المحيطة بها، ويعد ذلك بداية الوصول إلى النتائج الدراسية التي تتعلق بالبحث، وبلورة الحلول التي تتمثل في التوصيات والمقترحات التي يسوقها الباحث لإنهاء الجدل الذي يتضمنه في متن البحث.

3.3 مجتمع الدراسة وعينتها

تكون مجتمعُ الدراسة من العاملين في الوزارات الأردنية والبالغ عددها 25 وزارة، حيث تم اختيار أكبرالوزارات من حيث عددالعاملينوالتي تمثلت بـ (وزارة التربية التعليم ووزارة الصحة ووزارة الأوقاف والشوؤن والمقدسات الإسلامية) والبالغ عدد العاملين بهم (148,742) موظف حسب إحصائيات ديوان الخدمة المدنية لعام 2017-2018 بإستخدام العينة القصدية، ومن ثُم تم إختيار عينة عشوائية من العاملين في هذه الوزارات بلغت 384 مفردة حسب جدول كريجي ومورجن (Krejcie & Morgan, 1970)، ولكنه تم توزيع (450) إستبيان بواقع 150 إستبيان لكل وزارة بغرض الحصول على أفضل نسبة استجابة (Best Response Rate)، حيث تم إسترجاع 382 إستبانة ، بنسبة إستجابة بلغت (84.8%) . وعلى هذا الأساسِ فقد كانت وحدةُ القياس (Measurement Unit) في هذه الدراسةِ هي الموظَّف، ولذلك اشتملت عينةُ الدراسةِ علىالموظفينَ من مُختلِف المستوياتِ الوظيفيةِ في الوزاراتِ المُستَهدَفة.

3.4 أداة الدراسة

تم تطوير وإعداد الإستبانة بما يتناسب مع واقع مجتمع الدراسة ألا وهو الوزارات الأردنية عن طريق الإطلاع على الأدبيات الخاصة بمتغيرات الدراسة حيث تم الاعتماد في هذه الدراسة على مقياس نيهوف ومورمان (Niehoff & Moorman,1993) لقياس كل من ابعاد العدالة التنظيمية (التوزيعية والإجرائية) وتم الإعتماد على مقياس كولكويت

(Colquitt, 2001) لقياس بعدي العدالة (الشخصية والمعلومات) اللذان بدورهما يقيسان البعد الرئيسي لهما وهو (عدالة التعاملات) ، أما بالنسبة للمتغير التابع وهو الإلتزام الوظيفي، ونظرًا لعدم وجود مقياس محدد للالتزام الوظيفي، تم تبني توصيات (Reichers, 1985) لهذه الدراسة والذي أوصى بأنه يمكن الإعتماد على مقاييس الإلتزام التنظيمي، أوتعديلها بشكل مبرر ليعكس الإلتزام الوظيفي ولذلك تم الإعتماد على مقياس (Mowday et al., 1982) من أجل قياسها.

3.5 المقياس

لقد تم الإعتماد على مقياس ليكرت الخماسي(five points Likert scale) من أجل قياس فقرات إستبانة الدراسة حيث تم إعطاء إجابة موافق بدرجة قليلة جدا درجة (1)، وإجابة قليلة درجة (2)، وإجابة متوسطة (3) درجات، وإجابة كبيرة (4) درجات، وإجابة كبيرة جدا (5) درجات.

3.6 صدق الأداة وثباتها

3.6.1 صدق أداة الدراسة الظاهري (Face validity)

تم عرض الإستبانة على مجموعة من المحكمين تكونت من 8 من المتخصصين في مجال الإدارة والإحصاء. هذا وقد إستجاب الباحث لأراء المحكمين وقام بإجراء ما يلزم من حذف وتعديل في ضوء المقترحات المقدمة.

3.6.2 صحة أداة الدراسة (صدق المقياس (Construct validity))

في السعي للتحقق من مناسبة أداة الدراسة (الاستبانة) لأغراض ولمجتمع الدراسة، نفّذ الباحث فحص مصداقية الاستبانة باستخدام تحليل العوامل (Factor Analysis). لكن قبل ذلك قام الباحث بإجراء فحص كفاية العينة حيث كانت قيمة معامل (أو مقياس) قيصر-ماير-أولكن لكفاية العينة (Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy) هي (0.921). وتُفسّرُ قيم هذا المؤشر بالرجوع إلى قاعدة قيصر (Kaiser, 1974). وحسب هذه القاعدة فإن القيمَ التي تزيد عن (0.90) تعبر عن كفاية فائقة (Superb Sampling Adequacy)، أي أن عد أفراد عينة الدراسة الحالية البالغ (382) مبحوثا كافٍ بدرجة عالية لأغراض الدراسة (Field, 2005). وكما قام الباحثبفحص بارتلت(Bartlett's Test of Sphericity) لتساوي تباينات العينات،ولقد كان ذا دلالة معنوية (الاحتمال (Sig.) < (0.05) ، درجات الحرية = (381)) وكانت قيمة كاي المربعة (χ2) هي (6322.21). حيث يفحصُ فحصُ **بارتلت** الفرضية التي تنص على أن **"مصفوفة الارتباط لبيانات الدراسة هي مصفوفة أحادية، أي مصفوفة لا يوجد ترابط بين عناصرها، وذلك يعني أن نموذج العوامل (Factor Analysis) غير مناسب لبيانات الدراسة"** ولكن النتيجة الفضلى هي رفض هذه الفرضية (McNeil et al., 2005) للتاكّد من أن المتغيرات المشمولة بتحليل العوامل متغيراتُ مترابطة. وحيث أن قيمة الاحتمال (*p* (or *Sig.*)) أقل من (0.05)، فقد قام الباحث برفض الفرضية السابقة، ويصل إلى الاستنتاج أن متغيرات الدراسة الحالية متغيرات مترابطة، ما يعني أن حجم العينة مناسب للدراسة وأن بيانات الدراسة متساوية التباين. ويقود ذلك إلى الاستنتاج بأن تحليل العامل سيؤدي إلى استخلاص عدد عوامل أقل من عدد فقرات الاستبانة الأصلي ((35) فقرة). حيث يبين الجدول (1) عدد العوامل المُفسّرة لبُنْية وتركيب أداة جمع بيانات الدراسة، وهي استبانةٌ مكونةٌ من (35) فقرة، والتباين في قيم المتغيرات المدروسة الذي تفسره هذه العوامل. تم إستخْلاص العواملُ باتباع طريقة تحليل المكون الرئيس (Principal Component Analysis)، وأُجري تدوير المحاور باستخدام طريقة فاريماكس للتدوير (Varimax Rotation)، وحُدِّد عدد العوامل القابلة للاستخلاص باتباع قاعدة (The Eigen value greater than 1.0 rule) ، وتُعرفُ كذلك بقاعدة، أو قانون، قيصر (Kaiser's Rule (Kaiser, 1960, 1974)).

تُبيّنُ النتائجُ الظاهرةُ في الجدول (1) أن عدد العوامل القابلة للاستخلاص بمقتضى قاعدة «قيمة آيجن أعلى من (1)»سبعةُعوامل. أي أن البنية التحتية لبيانات الدراسة تتكون من سبعةعوامل. ويشير الجدول (1) إلى أن النسبة الكلّيّة للتّباينات في فقرات الاستبانة التي تستطيع هذه العوامل السبعة مجتمعة تفسيرها هي نحو (64.80%)، ما يعني أنّ ثَمَّ عوامل أخرى تساهم في تفسير النسبة المتبقية من التباينات ولكن لم تأخذ الدراسة الحالية تلك العوامل بنظر الاعتبار؛ إذ لا تستطيعُ الدراسةُ الواحدةُ أخذ كل المتغيرات – والتي قد يكون عدد منها غير معروف – بالاعتبار. وحسب ريمن (Reimann et al., 2002) فإن نسبة (64.80%) نسبة مقبولة. ضمن هذا السياق بيّن بيفرز وآخرون (Beavers et al., 2013) أن نسبة تباين (50.0%) مقبولة، واقترح عدد من الباحثين مثل فورنل ولاركر (Fornell and Larcker, 1981) وهاير وآخرون ((Hair, Black, Babin, Anderson and Tatham (2005) وويو (Wu, 2008) ويوسف (Yusoff, 2011) أن يكون التباين المُفسّر في تحليل العوامل أعلى من (50.0%)، ودعموا أن التحليل الذي يؤدي إلى استخلاص عوامل تفسر (60.0%) من التباين مقبول. ويمكن بذلك القول إن استبانة الدراسة الحالية على درجة مقبولة من المصداقية. ويرى الباحث أن هذه النسبة (64.80%) نسبةٌ جيدةٌ جدا تدلّ على مصداقية تقاربية أو تجميعية (Convergent Validity) عالية.

جدول (1): إحصاءات مصداقية أداة الدراسة-التباين الكلي المُفسّر

المكوّن (العامل) [3]	قيم آيجن الابتدائية			مجاميع الارتباطات المربعة بعد التدوير		
	قيمةآيجن [4]	التباين الفردي [5]	التباين التراكمي [6]	قيمة آيجن[7]	التباين الفردي	التباين التراكمي
1	11.842	33.835	33.835	11.842	33.835	33.835
2	3.140	8.970	42.805	3.140	8.970	42.805
3	2.112	6.035	48.840	2.112	6.035	48.840
4	1.863	5.321	54.162	1.863	5.321	54.162
5	1.520	4.343	58.505	1.520	4.343	58.505
6	1.120	3.199	61.704	1.120	3.199	61.704
7	1.085	3.101	64.805	1.085	3.101	64.805
8	.990	2.830	67.635			
9	.875	2.499	70.134			
10	.788	2.253	72.386			
11	.734	2.098	74.485			
12	.672	1.921	76.406			
13	.668	1.910	78.316			
14	.580	1.658	79.974			
15	.550	1.571	81.545			
16	.517	1.476	83.021			
17	.503	1.437	84.458			
18	.468	1.338	85.796			
19	.458	1.308	87.104			
20	.418	1.193	88.298			
21	.406	1.160	89.457			
22	.403	1.151	90.609			
23	.370	1.058	91.667			
24	.333	.952	92.618			
25	.321	.917	93.536			
26	.300	.858	94.393			
27	.280	.801	95.195			
28	.269	.769	95.964			
29	.238	.680	96.644			
30	.231	.660	97.304			
31	.224	.639	97.944			
32	.206	.588	98.531			
33	.183	.524	99.055			
34	.178	.508	99.564			

35	.153	.436	100.000			

1: طريقة الاسنخلاص هي طريقة تحليل المكون الرئيس (Principal Component Analysis).
2: تم تدوير محاور العوامل باستخدام طريقة فاريماكس (Varimax Rotation).
3: المكوّن أو العامل (Factor)، ويتكون كل عامل من عدد من فقرات الاستبانة.
4: قيمة آيجن الابتدائية الكلية.
5: نسبة التباين الفردي الذي تفسره الفقرة المحددة.
6: نسبة التباين التراكمي الذي تفسره الفقرة المحددة والفقرات السابقة لها.
7: قيمة آيجن الكلية بعد تدوير محاور العوامل.

يعكسُ التباينُ المشتركُ في كل فقرة من فقرات الاستبانة الذي تفسره مجموعة العوامل المستخلصة مجتمعة درجة صحة الاستبانة. ويمكن التفكير بالتباين المشترك - وهو العمود الأخير في الجدول (2)) - كمعامل التحديد (Coefficient of Determination (R^2)) في نماذج الانحدار الخطي (Linear Regression Models)، أي مقدار التباين في الجملة المُدرجة الذي تفسره العوامل المستخلصة مجتمعة. تنحصر قيمة هذا التباين بين (0) و(1)، وكلما كانت قيمته أقرب من (1) دلَّ ذلك على ارتباط أكبر بين الفقرة والعوامل مجتمعة. فمثلا يشير الجدول (2) إلى أن العوامل المستخلصة السبعة تفسر (71.8%) من التباين بين أفراد عينة الدراسة في إجاباتهم عن السؤال الأول من أسئلة الاستبانة، وهو السؤال الأول من أسئلة متغير العدالة التوزيعية. وبشكل عام وجد الباحث أن قيم التباين المشترك لكل فقرات الاستبانة عالية؛ فهي تتراوح بين (0.410) و(0.784). وهذه القيم من ناحية أخرى تقييم إجمالي (كلّيّ) لأداء نموذج تحليل العامل، وتقترح قيم التباين المشترك الواردة في الجدول (2) أن نموذج تحليل العامل (The Factor Analysis Model) ناجح في تفسير التباين في مختلف فقرات الاستبانة، أي أن أداة الدراسة على درجة عالية من الصحة والمصداقية.

جدول (2): التباين في كل فقرة الذي تفسره العوامل مجتمعة

رقم الفقرة	المتغير	الفقرة	التباين المشترك
1	**العدالة التوزيعية**	يتناسب دخلي مع ما أقوم به من جهد داخل المنظمة.	0.718
2		أحصل على مكافأة عادلة مقابل الإنجازاتالإضافية التي أبذلها في العمل.	0.572
3		يتم توزيع المهام والواجبات الوظيفية بين الموظفين بطريقة عادلة.	0.559
4		يتناسب دخلي الشهري مع مؤهلي العلمي و خبرتي في العمل.	0.569
5		يتماثل دخلي مع دخل زملاء العمل الذين يماثلونني بالوظيفة والجهود المبذولة.	0.410
1	**عدالة الإجراءات**	يتم تطبيق القرارات الإدارية على الجميع بدون استثناء.	0.685
2		يتم اتخاذ القرارات على مبدأ عدم التحيز لأي شخص.	0.701
3		يحرص المدير على استشارة الموظفين قبل عملية اتخاذ القرارات.	0.627
4		يتم اتخاذ القرارات على أسس موضوعية فيما يتعلق بعملي.	0.643
5		يتم اتخاذ إجراءات تأديبية على كل من يسيء بدون محاباة.	0.617
1	**العدالة الشخصية**	تتم معاملتي باحترام من قبل المشرفين أو المدراء.	0.608
2		يتم إعطائي ملاحظات أو تعليقات غير لائقة من قبل مديري أو مشرفي.	0.506
3		يشعرك مديرك بالتقدير والاحترام نتيجة لأي دور إيجابي تقوم به في الوزارة مثل كل زملائك.	0.640
4		عندما يتم اتخاذ القرارات حول وظيفتي يقوم مشرفي أو مديري بالتعامل معي بصدق.	0.703
5		عندمايتماتخاذالقراراتحولوظيفتي يظهرالمديرقلقًابشأنحقيكموظف.	0.592
1	**عدالة المعلومات**	تشجع الإدارة على تبادل المعلومات حول خدماتنا المقدمة للمراجعين.	0.695
2		يتم توثيق البيانات والمعلومات المتعلقة بالعمل ونشرها وتعميمها بطريقة عمليّة.	0.745
3		يتم اطلاعي على طبيعة القرارات المتعلقة بعملي.	0.732
4		توزع وتنشر المعلومات بعدالة بين العاملين.	0.708
5		يوضحمديري أو مشرفي بوضوح أي قرار يتخذ بشأن وظيفتي.	0.631

0.511	أشعر بأنني أعمل في جو عائلي في الوزارة التي أعمل بها.	**الالتزام العاطفي**	1
0.627	أرى أن قيمي الشخصية تتفق مع قيم الوزارة.		2
0.684	أشعر دائما بالفخر أثناء الحديث عن الوزارةالتي أعمل فيها على أنها أفضل مؤسسة يمكن العمل والارتباط بها.		3
0.711	أشعر بالرغبة في بذل مجهود كبير لتحقيق أهداف الوزارة.		4
0.731	أشعر بانتماء قوي للوزارة التي أعمل بها.		5
0.657	أقبل أي عمل أكلف به من قبل الإدارة حتى أضمن استمرارية العمل.	**الالتزام الاستمراري**	1
0.599	أشعر بالرضا لما يحققه لي عملي من مكاسب، وأشعر بأنه يسد حاجاتي الشخصية والوظيفية.		2
0.777	بقائي في العمل هو فقط خوفي من قلة البدائل إذا أردت أن أبحث عن عمل آخر.		3
0.784	إن بقائي في المنظمة حاليا هو الحاجة لمصدر دخل وليس رغبة شخصية.		4
0.629	انتقالي إلى مكان عمل آخر سيكلفني العديد من المزايا التي أتمتع بها الآن في وظيفتي الحالية.		5
0.624	أشعر أنه من الواجب علي البقاء في عملي في الوزارة.	**الالتزام المعياري**	1
0.585	بقائي في المنظمة التي أعمل بها ينبع من الالتزام الأخلاقي لها.		2
0.688	إذا حصلت على عرض عمل آخرأفضل أشعر أنه ليس من الأخلاقي ترك منظمتي.		3
0.650	أشعر بالامتنان لما تقدمه الوزارة لي من فرص وامتيازات لتطوير نفسي.		4
0.764	سوف أشعر بالذنب إذا قمت بترك العمل في الوزارة.		5

تُظهرُ مصفوفةُ العوامل المدوّرة (الجدول (3)) عدد العوامل التي استُخلصت وتركيبة كل عامل. والقيمةُ الواردةُ تحت عمود العامل (ع) في كل سطر هي حِمْل العامل (Factor Loading) لتلك الجملة، أي معامل الارتباط (*r*) بين الجملة المحددة والعامل. ويمكن تفسير هذه القيم باعتماد قواعد تفسير قيم معاملات الارتباط حيث أن معامل الارتباط الذي تقل قيمته عن (0.40) يعبّرُ عن علاقة ضعيفة، بينما تُعبّرُ القيمُ التي تتراوح بين (0.40) و (0.70) عن ارتباط متوسط القوة، وتعبر القيم الأعلى من (0.70) عن ارتباطات قوية (Zhang, Zhang, Lease and Gwizdka, 2014). وضمن هذا السياق أوضح فورنل ولاركر (Fornell and Larcker, 1981) أن الحِمْل الأعلى من (0.50) يدلّ على صِحّة تقاربية عالية، وأوصى تاباشنك وفايدل (Tabachnick and Fidell, 2007) ويونغ وبيرس (Yong and Pearce, 2013) تفسير أحمال العوامل التي تزيد عن (0.30)، وهي القيمة الحدّيّة لمعاملات الارتباط (أحمال العوامل) التي اتبعها الباحث في استخلاص العوامل. وبالنظر الى الجدول (3) توصلت الدراسة الحالية إلى ما يلي:

(1) تَلقّى العامل الأول أحمالا متوسطة إلى عالية من (12) جُمْلة من جُمَلِ الاستبانة، خمس منها تعود إلى متغير عدالة الإجراءات، وثلاث تعود إلى متغير العدالة الشخصية، واثنتان تعودان إلى العدالة التوزيعية، واثنتان تعودان إلى عدالة المعلومات. وبناء على شمول هذا العامل لأبعاد العدالة الأربعة يمكن وصف العامل الأول بعامل العدالة التنظيمية.

جدول (3): مصفوفة العوامل المدوّرة

العامل (ع)						**رقم الجملة**	**المتغير**	**الجملة**
6	**5**	**4**	**3**	**2**	**1**			
					0.773	1	**عدالة الإجراءات**	يتم تطبيق القرارات الإدارية على الجميع بدون استثناء.
					0.768	2	**عدالة الإجراءات**	يتم اتخاذ القرارات على مبدأ عدم التحيز لأي شخص.
					0.756	3	**عدالة الإجراءات**	يحرص المدير على استشارة الموظفين قبل عملية اتخاذ القرارات.
					0.748	4	**عدالة الإجراءات**	يتم اتخاذ القرارات على أسس موضوعية فيما يتعلق بعملي.

عندما يتم اتخاذ القرارات حول وظيفتي يقوم مشرفي أو مديري بالتعامل معي بصدق.	**العدالة الشخصية**	4	0.736					
يتم اتخاذ إجراءات تأديبية على كل من يسيء بدون محاباة.	**عدالة الإجراءات**	5	0.711					
عندما يتم اتخاذ القرارات حول وظيفتي يظهر المدير قلقًا بشأن حقي كموظف.	**العدالة الشخصية**	5	0.677					
يشعرك مديرك بالتقدير والاحترام نتيجة لأي دور إيجابي تقوم به في الوزارة مثل كل زملائك.	**العدالة الشخصية**	3	0.676					
يتم توزيع المهام والواجبات الوظيفية بين الموظفين بطريقة عادلة.	**العدالة التوزيعية**	3	0.618					
يوضحمديري أو مشرفي بوضوح أي قرار يتخذ بشأن وظيفتي.	**عدالة المعلومات**	5	0.596					
توزع وتنشر المعلومات بعدالة بين العاملين.	**عدالة المعلومات**	4	0.568					
يتماثل دخلي مع دخل زملاء العمل الذين يماثلونني بالوظيفة والجهود المبذولة.	**العدالة التوزيعية**	5	0.454					

(2) تميّز العاملُ الثاني بأحمال متوسطة إلى عالية من ستِّ جُمَلٍ من جُمَلِ الاستبانة، تعود خمس منها إلى متغير الالتزام المعياري، بينما تعود الجملة السادسة إلى متغير الالتزام العاطفي. وبمقتضى ذلك يمكن تسمية هذا العامل بعامل الالتزام المعياري.

(3) تَلقّى العامل الثالث أحمالا متوسطة من ستِّ جُمَلٍ من جُمَلِ الاستبانة، أربعة منها تعود إلى متغير الالتزام العاطفي، وتعود اثنتان منها إلى متغير العدالة الشخصية، ولذلك يمكن تسمية هذا العامل بعامل الالتزام العاطفي.

جدول (3): مصفوفة العوامل المدوّرة (تتمّة)

الجملة	**المتغير**	**رقم الجملة**	**العامل (ع)**					
			1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
إذا حصلت على عرض عمل آخرأفضل أشعر أنه ليس من الأخلاقي ترك منظمتي.	**الالتزام المعياري**	3		0.819				
سوف أشعر بالذنب إذا قمت بترك العمل في الوزارة.	**الالتزام المعياري**	5		0.810				
أشعر بالامتنان لما تقدمه الوزارة لي من فرص وامتيازات لتطوير نفسي.	**الالتزام المعياري**	4		0.724				
أشعر أنه من الواجب علي البقاء في عملي في الوزارة.	**الالتزام المعياري**	1		0.698				
بقائي في المنظمة التي أعمل بها ينبع من الالتزام الأخلاقي لها.	**الالتزام المعياري**	2		0.659				
أشعر دائما بالفخر أثناء الحديث عن الوزارة التي أعمل فيها على أنها أفضل مؤسسة يمكن العمل والارتباط بها.	**الالتزام العاطفي**	3		0.514				
أرى أن قيمي الشخصية تتفق مع قيم الوزارة.	**الالتزام العاطفي**	2			0.594			
تتم معاملتي باحترام من قبل المشرفين أو المدراء.	**العدالة الشخصية**	1			0.592			
يتم إعطائي ملاحظات أو تعليقات غير لائقة من قبل مديري أو مشرفي.	**العدالة الشخصية**	2			0.584			

أشعر بالرغبة في بذل مجهود كبير لتحقيق أهداف الوزارة.	**الالتزام العاطفي**	4			0.582			
أشعر بانتماء قوي للوزارة التي أعمل بها.	**الالتزام العاطفي**	5			0.553			
أشعر بأنني أعمل في جو عائلي في الوزارة التي أعمل بها.	**الالتزام العاطفي**	1			0.486			

(4) يتميّز العامل الرابع بتلقّيه أحمالا متوسطة إلى عالية جدا من أربع جُمل من جُمل الاستبانة، ثلاث منها تعود إلى متغير العدالة التوزيعية، وجُملة تعود إلى متغير الالتزام الاستمراري، وبناء على ذلك يمكن تسمية هذا العامل بعامل العدالة التوزيعية.

(5) تميّز العامل الخامس بأحمال متوسطة إلى عالية من ثلاث جُمل من جُمل الاستبانة، تعود جميعُها إلى متغير عدالة المعلومات، ولذلك يمكنُ تسميةُ هذا العامل بعامل عدالة المعلومات.

(6) تلقّى العامل السادس أحمالا عالية من ثلاث جمل فقط تعود إلى متغير الالتزام الاستمراري، ولهذا السبب يمكن وسم هذا العامل بعامل الالتزام الاستمراري.

جدول (3): مصفوفة العوامل المدوّرة (تتمّة)

الجملة	**المتغير**	**رقم الجملة**	**العامل (ع)**					
			1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
يتناسب دخلي مع ما أقوم به من جهد داخل المنظمة.	**العدالة التوزيعية**	1				0.827		
يتناسب دخلي الشهري مع مؤهلي العلمي و خبرتي في العمل.	**العدالة التوزيعية**	4				0.719		
أحصل على مكافأة عادلة مقابل الإنجازات الإضافية التي أبذلها في العمل.	**العدالة التوزيعية**	2				0.673		
أشعر بالرضا لما يحققه لي عملي من مكاسب، وأشعر بأنه يسد حاجاتي الشخصية والوظيفية.	**الالتزام الاستمراري**	2				0.454		
يتم توثيق البيانات والمعلومات المتعلقة بالعمل ونشرها وتعميمها بطريقة عمليَّة.	**عدالة المعلومات**	2					0.734	
تشجع الإدارة على تبادل المعلومات حول خدماتنا المقدمة للمراجعين.	**عدالة المعلومات**	1					0.638	
يتم اطلاعي على طبيعة القرارات المتعلقة بعملي.	**عدالة المعلومات**	3					0.620	
إن بقائي في المنظمة حاليا هو الحاجة لمصدر دخل وليس رغبة شخصية.	**الالتزام الاستمراري**	4						.835
بقائي في العمل هو فقط خوفي من قلة البدائل إذا أردت أن أبحث عن عمل آخر.	**الالتزام الاستمراري**	3						.809
انتقالي إلى مكان عمل آخر سيكلفني العديد من المزايا التي أتمتع بها الآن في وظيفتي الحالية.	**الالتزام الاستمراري**	5						.697

آخذا بعين الاعتبار مقاييس نوعية العوامل المستخلصة التي وضعها كوستيللو وأوزبورن (Costello and Osborne, 2005)، ومنها أن أي عامل لا يتلقّى أحمالا سوى من جملتيْن هو عامل ضعيف وغير مستقر، يحذفُ الباحثُ العامل السابع، ويستبقي ستة عوامل، ويصل إلى الاستنتاج أن البنية التحتية لأداة الدراسة تتكون من ستِّ عوامل و(34) جملة، وأن هذه العوامل مجتمعة تفسر (61.70%) من التباين في البيانات التي حصلت هذه الدراسة عليها باستخدام هذه الاستبانة، وهي نسبة مقبولة حسب فورنل ولاركر (Fornell and Larcker, 1981) وريمن

(Reimann et al., 2002) وهاير وآخرون ((Hair, Black, Babin, Anderson and Tatham, 2005) وويو (Wu, 2008) ويوسف (Yusoff, 2011) وبيفرز وآخرون (Beavers et al., 2013).

3.6.3 ثبات أداة الدراسة (Reliability)

بهدف التحقق من مناسبة استبانة الدراسة لأغراض ولمجتمع الدراسة، فحص الباحث ثبات الاستبانة مستخدما فحص الثبات (Reliability Analysis) بدلالة معامل ألفا كرونباخ (Cronbach's Alpha Coefficient). شمل فحص ثبات الاستبانة (35) فقرة (جُملة) تُمثّلُ عدد فقرات الاستبانة، و(382) حالة (مُستجيبا)، والتي شملها هذا الفحص. فقد كانت قيمة معامل ألفا كرونباخ (0.923)، مما يعني أن هذه الاستبانة على درجة عالية جدا من الثبات. وحسب كرونباخ (Cronbach, 1970) ونّالي (Nunnaly, 1978) فإن الحد الأدنى لقيم معامل ألفا كرونباخ المقبول هو (0.70).وقد وضع هنتون وآخرون (Hinton et al., 1980, 2004) تصنيفا لقيم معامل ألفا كرونباخ في فئات. حسب هذا التصنيف فإن القيم التي تتجاوز (0.90) تدل على درجة ممتازة من الثبات (Excellent Reliability) ومن الترابط الداخلي (Excellent Internal Consistency) بين فقرات أداة البحث. وبناء على ذلك يجد الباحث أن استبانة الدراسة الحالية تتميز بدرجة ممتازة من الثبات ومن الترابط الداخلي بين فقراتها. ورغم النتيجة المتقدمة سعى الباحث للتعرف إلى فقرات الاستبانة الأضعف والأقوى، وتلك التي يمكن أن تُحذف دون التأثير على درجة ثبات الاستبانة وترابط فقراتها. وقد كشفت النتائج أن قيمة معامل ألفا كرونباخ عند حذف أي فقرة من فقرات الاستبانة تراوحت بين (0.918) و (0.929)، وهو نطاق ضيق جدا (0.011)، وحدُّه الأدنى ليس ببعيد من قيمة ثبات الاستبانة الكاملة (0.923)، وكذلك حدُّه الأعلى (0.929)، ما يعني أن الباحث يستطيع المحافظة على جميع فقرات الاستبانة، وأنه لا داعي لخذف أيها؛ فحذف أي فقرة لن يؤدي إلى خفض أو رفع درجة ثبات الاستبانة بقدر ملموس.

3.8 الخصائص الشخصية لأفراد عينة الدراسة

أجرى الباحث تحليل التوزيع التكراري (Frequency Distribution Analysis) بهدف التعرف إلى أهم الخصائص الشخصية (Demographic Characteristics) لأفراد عينة الدراسة، ويعرض الباحث في الفقرات التي تلي الجدول أهم النتائج.

الجدول (4): الخصائص الشخصية لأفراد عينة الدراسة

الخاصّيّة	الفئات	التكرار	النسبة المئوية الصحيحة
الوزارة	وزارة التربية والتعليم	132	34.6
	وزارة الصحة	124	32.5
	وزارة الأوقاف	126	33.0
	المجموع	382	100.0
الجنس	ذكر	237	62.0
	انثى	144	37.7
	قيمة ناقصة	1	0.3
	المجموع	382	100.0
المؤهل الدراسي	دبلوم فما دون	112	29.3
	بكالوريوس	188	49.2
	دراسات عليا	80	20.9
	قيمة ناقصة	2	0.5
	المجموع	382	100.0
الفئة العمرية	أقل من 24 سنة	6	1.6
	من 24 الى أقل من 34	83	21.7
	من 35 الى أقل من 45	155	40.6
	من 46 الى أقل من 56	127	33.2

	56 سنة فأكثر	11	2.9
	المجموع	382	100.0
الخبرة العملية	**أقل من 5 سنوات**	35	9.2
	من 5 الى 10 سنوات او أقل	85	22.3
	من 10 الى 15 سنة او أقل	106	27.8
	من 15 الى 20 سنة أو أقل	80	21.0
	20 سنة فأكثر	75	19.7
	قيمة ناقصة	1	.03
	المجموع	382	100.0

كشف التحليل (الجدول 4) عن أن أعداد أفراد عينة الدراسة من موظفي الوزارات الثلاث المدروسة (وزارة التربية والتعليم ووزارة الأوقاف ووزارة الصحة) كانت متقاربة جدا، فقد كان عدد موظفي وزارة الصحة (124) موظفا، يشكلون (32.5%) من عينة الدراسة، بينما كان عدد موظفي وزارة الأوقاف (126) موظفا، أي (33.0%) من عينة الدراسة، وكان عدد موظفي وزارة التربية والتعليم (132) موظفا يشكلون (34.6%) من أفراد العينة. أما من ناحية الجنس فقد كانت غالبية أفراد عينة الدراسة رجالا، وقد بلغ عددهم (237) موظفا، أي نحو (62.0%) من أفراد العينة، وكان عدد الموظفات (144) موظفة، شكّلْنَ (37.7%) من أفراد عينة الدراسة. بالنسبة للمؤهل الدراسي شكّل حملة شهادة البكالوريوس قرابة نصف أفراد العينة؛ فقد كانوا (188) موظفا، أي (49.2%) من مجموع عدد المستجيبين (الجدول 4)، تلاهم الموظفون حملة الدبلوم المتوسط (دبلوم كلية المجتمع)، الذين كان عددهم (112) موظفا (29.3%). وبينما كان الموظفون حملة الشهادات العليا الأقل عددا، (80) موظفا، أي (20.9%) من مجموع أفراد عينة الدراسة.فيما يتعلق بالفئة العمرية تراوحت أعمار العدد الأكبر من الموظفين بين (35) و (45) سنة، وكان عددهم (155) موظفا (40.6%)، تلاهم الموظفون من الفئة العمرية (46-56) سنة، الذين كان عددهم (127) موظفا، يشكّلون (33.2%) من مجموع أفراد عينة الدراسة. وشكّل الموظفون من الفئة العمرية (24-34) سنة حوالي خُمْسِ عدد المستجيبين (21.7%)، وكان عددهم (83) موظفا. ومثّل الموظفون الصغار نسبيا، أي الموظفين الذين تقل أعمارهم عن (24) سنة، العدد الأقل في عينة الدراسة (6؛ 1.6%)، تلاهم الموظفون الأكبر عمرا، أي الموظفون الذين تزيد أعمارهم عن (56) سنة، وقد كان عددهم (11) موظفا، أي (2.9%) من أفراد عينة هذه الدراسة. تنوّعت خبرات أفراد عينة الدراسة، وإلى حدّ ما تقاربت أعداد الموظفين من ذوي فئات الخبرة التي تزيد عن (5) سنوات وتقل عن (10) سنوات (85؛ 22.3%)، والتي تزيد عن (15) سنة وتقل عن (20) سنة (80؛ 21.0%)، والذين لا يقلّ عدد سنوات خبراتهم الوظيفية عن (20) سنة (75؛ 19.7%). وكان عدد الموظفين الذين يزيد عدد سنوات خبراتهم الوظيفية عن (10) سنوات ويقل عن (15) سنة العدد الأكبر (106؛ 27.8%)، بينما كان عدد الموظفين الذين يقلّ عدد سنوات خبراتهم الوظيفية عن (5) سنوات العدد الأقل (35؛ 9.2%).

3.9 المعالجة الإحصائية

في هذه الدراسة إعتمد الباحث على برنامج الرزم الإحصائية للعلوم الإجتماعية (SPSS) لتحليل البيانات حيث تم إستخدام الأدوات الإحصائية التالية:

1- الإحصاء الوصفي (Descriptive Statistics Analysis) كالتكرارات والنسب المئوية و المتوسطات الحسابية والأنحرافات المعيارية.
2- تحليل التوزيع التكراري (Frequency Distribution Analysis) بهدف التعرف إلى أهم الخصائص الشخصية (Demographic Characteristics) لأفراد عينة الدراسة.
3- تحليل العوامل (Factor Analysis) لفحص مصداقية أو صحة (Content Validity) الاستبانة.
4- فحص قيصر-ماير-أولكن (Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy) لكفاية عينة الدراسة.
5- فحص بارتلت(Bartlett's Test of Sphericity) لتساوي تباينات العينات.
6- فحص ثبات أداة الدراسة (Reliability Analysis) بدلالة معامل ألفا كرونباخ (Cronbach’s Alpha Coefficient).
7- تحليل الانحدار الخطّيّ البسيط (Simple Linear Regression Analysis).

8- تحليل التباين (ANOVA- Analysis of variance) لمعرفة الفروقات ذات الدلالات الإحصائية بين متغيرات الدراسة.
9- نموذج الإنحدار المتعدد (StepwiseMethod) لبيان أثر العدالة التنظيمية بأبعادها في الإلتزام الوظيفي بأبعاده.

3.10 معايير تصنيف المتوسطات الحسابية

في إطار تصنيف المتوسطات الحسابية فقد قسم الباحث فئات درجات موافقة أفراد عينة الدراسة على فقرات الإستبانة إلى خمس فئات؛ ويتضح ذلك كما يلي: المعادلة التي تم الإعتماد عليها
(الحد الأعلى – الحد الأدنى) / عدد الفئات(النعيمي، 2011)

$$\frac{5 \quad 1}{5} = 0.80$$

وبذلك تكون فترات - معايير- قيم المتوسطات الحسابية كالأتي:

1.0 – 1.80	**منخفض جدا**
1.81 – 2.60	**منخفض**
2.61 – 3.40	**متوسط**
3.41 – 4.20	**مرتفع**
4.21 – 5.00	**مرتفع جدا**

4 التحليل الإحصائي

4.1 مستويات العدالة التنظيمية والإلتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية المدروسة

لمعرفة مستويات العدالة التنظيمية والإلتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية المدروسة قام الباحث بحساب المتوسطات الحسابية والإنحرافات المعيارية ودرجات الموافقة والرتب، لأبعاد العدالة التنظيمية الأربعة (التوزيعية والإجرائية والشخصية والمعلومات) بالإضافة لبعد عدالة التعاملات (Overall Interactional Justice)، كما هو مبين في الجداول (5– 8). وحساب الأوساط الحسابية والإنحرافات المعيارية ودرجات الموافقة لأبعاد الإلتزام الوظيفي الثلاث (عاطفي وإستمراري ومعياري)، كما يظهر في الجدول (9 - 11) بالإضافة الى حساب الأوساط الحسابية والإنحرافات المعيارية وحدد المستوى لمتغيرات الدراسة الكلية كما هو مبين في الجدول (12).

4.1.1 مستويات العدالة التوزيعية في الوزارات الأردنية المدروسة

يبين الجدول (5) ان قيم المتوسطات الحسابية والمستويات والرتب لجمل بعد العدالة التوزيعية تراوحت بين (1.96 - 2.65). حيث تشير النتائج الى أن فقرة العدالة التوزيعية ذات الوسط الحسابي الأعلى كان للفقرة (يتماثل دخلي مع دخل زملاء العمل الذين يماثلونني بالوظيفة والجهود المبذولة). وقد كان المتوسط الحسابي لها (2.65) والإنحراف المعياري (1.184). وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة متوسط. وكانت فقرة (أحصل على مكافأة عادلة مقابل الإنجازاتالإضافية التي أبذلها في العمل) ذات الوسط الحسابي الأقل بمقدار (1.96) وانحراف معياري قيمته (0.951)، وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة منخفض. ويبين الجدول (5) أن المتوسط العام لفقرات بعد العدالة التوزيعية هو (2.292) حيث يشير ذلك أن مستوى بعد العدالة التوزيعية في الوزارات الأردنية المدروسة هو منخفض.

جدول (5): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية والمستويات والرتب لأستجابات أفراد عينة الدراسة لجمل بعد العدالة التوزيعية

رقم الفقرة	الفقرة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المستوى	المرتبة
1	يتماثل دخلي مع دخل زملاء العمل الذين يماثلونني	2.65	1.184	متوسط	1
2	يتم توزيع المهام والواجبات الوظيفية بين الموظفين	2.56	1.029	منخفض	2
3	يتناسب دخلي مع ما أقوم به من جهد داخل المنظمة	2.27	0.924	متوسط	3
4	يتناسب دخلي الشهري مع مؤهلي العلمي و خبرتي في	2.02	0.943	منخفض	4
5	أحصل على مكافأة عادلة مقابل الإنجازاتالإضافية التي	1.96	0.951	منخفض	5
	المتوسط الحسابي العام لبعد العدالة التوزيعية	**2.292**	**منخفض**		

4.1.2 مستويات عدالة الإجراءات في الوزارات الأردنية المدروسة

يبين الجدول (6) ان قيم المتوسطات الحسابية والمستويات والرتب لجمل بعد العدالة عدالة الإجراءات كانت بين (2.51 -2.72). حيث أشارت النتائج الى أن فقرة عدالة الإجراءاتذات الوسط الحسابي الأعلى كان للفقرة (يتم اتخاذ

القرارات على أسس موضوعية فيما يتعلق بعملي)، وقد كان المتوسط الحسابي لها (2.72) والإنحراف المعياري (1.068). وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة متوسط.
وكانت فقرة (يحرص المدير على استشارة الموظفين قبل عملية اتخاذ القرارات) ذات الوسط الحسابي الأقل بمقدار (2.51) وانحراف معياري قيمته (1.171)، وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة هو منخفض. ويبين الجدول (6) أن المتوسط العام لفقرات بعد العدالة التوزيعية هو (2.604) حيث يشير ذلك أن مستوى بعد العدالة التوزيعية في الوزارات الأردنية المدروسة هو منخفض.

جدول (6): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية والمستويات والرتب لأستجابات أفراد عينة الدراسة لجمل بعد عدالة الإجراءات

رقم الفقرة	الفقرة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المستوى	المرتبة
1	يتم اتخاذ القرارات على أسس موضوعية فيما	2.72	1.068	متوسط	1
2	يتم تطبيق القرارات الإدارية على الجميع بدون	2.66	1.151	متوسط	2
3	يتم اتخاذ إجراءات تأديبية على كل من يسيء	2.60	1.122	منخفض	3
4	يتم اتخاذ القرارات على مبدأ عدم التحيز لأي	2.53	1.132	منخفض	4
5	يحرص المدير على استشارة الموظفين قبل عملية اتخاذ القرارات	2.51	1.171	منخفض	5
المتوسط الحسابي العام لبعد عدالة الإجراءات		**2.604**	**منخفض**		

4.1.3 مستويات العدالة الشخصية في الوزارات الأردنية المدروسة

كما يظهرفي الجدول (7) ان قيم المتوسطات الحسابية والمستويات والرتب لجمل بعد العدالة الشخصية تراوحت بين (1.82- 3.89). حيث أشارت النتائج الى أن فقرة عدالة الإجراءات ذات الوسط الحسابي الأعلى كان للفقرة (تتم معاملتي باحترام من قبل المشرفين أو المدراء)، وقد كان المتوسط الحسابي لها(3.89) والإنحراف المعياري (0.967). وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة مرتفع.
وكانت فقرة (يتم إعطائي ملاحظات أو تعليقات غير لائقة من قبل مديري أو مشرفي) ذات الوسط الحسابي الأقل بمقدار (1.82) وانحراف معياري قيمته (1.103)، وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة هو منخفض. ويُظهر الجدول (7) أن المتوسط العام لفقرات بعد العدالة التوزيعية هو (3.004) حيث يشير ذلك إلى أن مستوى بعد العدالة الشخصيةفي الوزارات الأردنية المدروسة هو متوسط.

الجدول (7): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية والمستويات والرتب لأستجابات أفراد عينة الدراسة لجمل بعد العدالة الشخصية

رقم الفقرة	الفقرة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المستوى	المرتبة
1	تتم معاملتي باحترام من قبل المشرفين أو المدراء	3.89	0.967	مرتففع	1
2	يشعرك مديرك بالتقدير والاحترام نتيجة لأي دور إيجابي تقوم به في الوزارة مثل كل زملائك	3.40	1.129	مرتفع	2
3	عندما يتم اتخاذ القرارات حول وظيفتي يقوم مشرفي أو مديري بالتعامل معي بصدق	3.18	1.138	متوسط	3
4	عندما يتم اتخاذ القرارات حول وظيفتي يظهر المدير قلقًا بشأن	2.73	1.148	متوسط	4
5	يتم إعطائي ملاحظات أو تعليقات غير لائقة من قبل مديري أو	1.82	1.103	منخفض	5
المتوسط الحسابي العام لبعد العدالة الشخصية		**3.004**	**متوسط**		

4.1.4 مستويات عدالة المعلومات في الوزارات الأردنية المدروسة

يبين الجدول (8) ان قيم المتوسطات الحسابية والمستويات والرتب لجمل بعد عدالة المعلومات تراوحت بين (2.78 - 3.10). حيث تشير النتائج الى أن فقرة العدالة التوزيعية ذات الوسط الحسابي الأعلى كان للفقرة (يتم توثيق البيانات والمعلومات المتعلقة بالعمل ونشرها وتعميمها بطريقة عمليّة). وقد كان المتوسط الحسابي لها (3.10) والإنحراف المعياري (1.150). وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة متوسط. وكانت فقرة (توزع

وتنشر المعلومات بعدالة بين العاملين) ذات الوسط الحسابي الأقل بمقدار (2.78) وانحراف معياري قيمته (1.096)، وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة متوسط. ويبين الجدول (8) أن المتوسط العام لفقرات بعد العدالة التوزيعية هو (2.94) حيث يشير ذلك أن مستوى بعد عدالة المعلومات في الوزارات الأردنية المدروسة هو متوسط.

الجدول (8): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية والمستويات والرتب لأستجابات أفراد عينة الدراسة لجمل بعد عدالة المعلومات

رقم الفقرة	الفقرة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المستوى	المرتبة
1	يتم توثيق البيانات والمعلومات المتعلقة بالعمل ونشرها وتعميمها بطريقة عمليّة	3.10	1.150	متوسط	1
2	يوضح مديري أو مشرفي بوضوح أي قرار يتخذ بشأن	2.98	1.107	متوسط	2
3	تشجع الإدارة على تبادل المعلومات حول خدماتنا المقدمة	2.96	1.101	متوسط	3
4	يتم اطلاعي على طبيعة القرارات المتعلقة بعملي	2.91	1.125	متوسط	4
5	توزع وتنشر المعلومات بعدالة بين العاملين	2.78	1.096	متوسط	5
	المتوسط الحسابي العام لبعد عدالة المعلومات	**2.94**		**متوسط**	

4.2 مستويات الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية المدروسة

4.2.1 مستويات الالتزام العاطفي في الوزارات الأردنية المدروسة

يبين الجدول (9) ان قيم المتوسطات الحسابية والمستويات والرتب لجمل بعد الالتزام العاطفي حيث تراوحت بين (2.81 - 3.40). حيث تشير النتائج الى أن فقرة الالتزام العاطفي ذات الوسط الحسابي الأعلى كان للفقرة (أشعر دائما بالفخر أثناء الحديث عن الوزارة التي أعمل فيها على أنها أفضل مؤسسة يمكن العمل والارتباط بها)، حيث كان المتوسط الحسابي لها(3.40) والإنحراف المعياري (1.150). وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة متوسط. وكانت فقرة (توزع وتنشر المعلومات بعدالة بين العاملين) ذات الوسط الحسابي الأقل بمقدار (2.81) وانحراف معياري قيمته (1.197)، وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة متوسط. ويبين الجدول (9) أن المتوسط العام لفقرات بعد الالتزام العاطفي هو (3.23) حيث يشير ذلك أن مستوى بعد الالتزام العاطفي في الوزارات الأردنية المدروسة هو متوسط.

الجدول (9): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية والمستويات والرتب لأستجابات أفراد عينة الدراسة لجمل بعد الالتزام العاطفي

رقم الفقرة	الفقرة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المستوى	المرتبة
1	أشعر بأنني أعمل في جو عائلي في الوزارة التي أعمل	3.02	1.146	متوسط	4
2	أرى أن قيمي الشخصية تتفق مع قيم الوزارة	3.07	1.146	متوسط	3
3	أشعر دائما بالفخر أثناء الحديث عن الوزارة التي أعمل	2.81	1.197	متوسط	5
4	أشعر بالرغبة في بذل مجهود كبير لتحقيق أهداف الوزارة	3.38	1.174	متوسط	2
5	أشعر بانتماء قوي للوزارة التي أعمل بها	3.40	1.217	متوسط	1
	المتوسط الحسابي العام لبعد الالتزام العاطفي	**3.23**		**متوسط**	

4.2.2 مستويات الالتزام الإستمراري في الوزارات الأردنية المدروسة

يبين الجدول (10) ان قيم المتوسطات الحسابية والمستويات والرتب لجمل بعد الالتزام الإستمراري حيث تراوحت ما بين (2.44 - 3.71). حيث تشير النتائج الى أن فقرة الالتزام الإستمراري ذات الوسط الحسابي الأعلى كان للفقرة (أقبل أي عمل أكلف به من قبل الإدارة حتى أضمن استمرارية العمل)، حيث كان المتوسط الحسابي لها (3.71) والإنحراف المعياري (1.065). وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة هو مرتفع. وكانت فقرة (أشعر بالرضا لما يحققه لي عملي من مكاسب، وأشعر بأنه يسد حاجاتي الشخصية والوظيفية) ذات الوسط الحسابي الأقل بمقدار (2.44) وانحراف معياري قيمته (1.181)، وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة منخفض. ويبين الجدول (10) أن المتوسط العام لفقرات بعد الالتزام الإستمراري هو (2.83) حيث يشير ذلك أن مستوى بعد الالتزام الإستمراري في الوزارات الأردنية المدروسة هو متوسط.

الجدول (10): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية والمستويات والرتب لأستجابات أفراد عينة الدراسة لجمل بعد الالتزام الإستمراري

رقم الفقرة	الفقرة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المستوى	المرتبة
1	أقبل أي عمل أكلف به من قبل الإدارة حتى أضمن	3.71	1.065	مرتفع	1
2	أشعر بالرضا لما يحققه لي عملي من مكاسب، وأشعر بأنه يسد حاجاتي الشخصية والوظيفية	2.44	1.181	منخفض	5
3	بقائي في العمل هو فقط خوفي من قلة البدائل إذا أردت أن أبحث عن عمل آخر	3.09	1.326	متوسط	2
4	إن بقائي في المنظمة حاليا هو الحاجة لمصدر دخل وليس	3.06	1.359	متوسط	3
5	انتقالي إلى مكان عمل آخر سيكلفني العديد من المزايا التي أتمتع بها الآن في وظيفتي الحالية	2.79	1.065	متوسط	4
	المتوسط الحسابي العام لبعد الالتزام الإستمراري	**2.83**		**متوسط**	

4.2.3 مستويات الالتزام المعياري في الوزارات الأردنية المدروسة

يبين الجدول (11) ان قيم المتوسطات الحسابية والمستويات والرتب لجمل بعد الالتزام المعياري حيث تراوحت ما بين (2.47- 3.39). حيث تشير النتائج الى أن فقرة الالتزام المعياري ذات الوسط الحسابي الأعلى كان للفقرة (بقائي في المنظمة التي أعمل بها ينبع من الالتزام الأخلاقي لها)، حيث كان المتوسط الحسابي لها (3.39) والإنحراف المعياري (1.115). وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة هو مرتفع. وكانت فقرة (أشعر بالامتنان لما تقدمه الوزارة لي من فرص وامتيازات لتطوير نفسي) ذات الوسط الحسابي الأقل بمقدار (2.47) وانحراف معياري قيمته (1.220)، وبذلك يكون مستوى موافقة أفراد عينة الدراسة على هذه الفقرة منخفض. ويبين الجدول (11) أن المتوسط العام لفقرات بعد الالتزام المعياري هو (2.83) حيث يشير ذلك أن مستوى بعد الالتزام المعياري في الوزارات الأردنية المدروسة هو متوسط.

الجدول (11): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية والمستويات والرتب لأستجابات أفراد عينة الدراسة لجمل بعد الالتزام المعياري

رقم الفقرة	الفقرة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المستوى	المرتبة
1	أشعر أنه من الواجب علي البقاء في عملي في الوزارة	3.13	1.207	متوسط	2
2	بقائي في المنظمة التي أعمل بها ينبع من الالتزام الأخلاقي لها	3.39	1.115	متوسط	1
3	إذا حصلت على عرض عمل آخر أفضل أشعر أنه ليس من الأخلاقي ترك منظمتي	2.66	1.307	متوسط	3
4	أشعر بالامتنان لما تقدمه الوزارة لي من فرص وامتيازات	2.47	1.220	منخفض	5
5	سوف أشعر بالذنب إذا قمت بترك العمل في الوزارة	2.50	1.317	منخفض	4
	المتوسط الحسابي العام لبعد الالتزام المعياري	**3.018**		**متوسط**	

4.2.3 مستويات العدالة التنظيمية والإلتزام الوظيفي الكُلية في الوزارات الأردنية المدروسة

حسب الباحث المتوسطات الحسابية والأنحرافات المعيارية لأبعاد العدالة الاربعة ولمقياس العدالة التنظيمية (مجموع أبعاد العدالة التنظيمية الأربعة)، بالإضافة الى بعد عدالة التعاملات (Overall Interactional Justice) وبناءا على ذلك حدد المستوى والمرتبة. تدل الحسابات الواردة في الجدول (12) على أن الوسط الحسابي الأعلى كان الوسط الحسابي لبعد العدالة الشخصية، وقد كانت قيمته (3.004) وكان الأنحراف المعياري (0.736) .ويدل ذلك على أن مستوى العدالة الشخصية في الوزارات المدروسة متوسط. وجاء في المرتبة الثانية بُعد عدالة المعلومات بوسط حسابي مقداره (2.946) وانحراف معياري قيمته (0.940)، اي ان مستوى عدالة المعلومات في هذه الوزارات متوسط. ثم تلاه بعد عدالة الإجراءات بوسط حسابي مقداره (2.604) وانحراف معياري قيمته (0.952) ويستنتج من ذلك ان مستوى عدالة الإجراءات هو مستوى منخفض. أما بعد عدالة التوزيعات كان ذو الوسط الحسابي الأقل من بين باقي الأبعاد الأخرى بوسط حسابي (2.292) وإنحراف معياري (0.710) اي ان مستوى عدالة التوزيعات في هذه الوزارات هو منخفض. وبعد ذلك قام الباحث بحساب مستوى عدالة التعاملات (Overall Interactional Justice) وهي مجموع إفادات المبحوثين لبعدي عدالة المعلومات والعدالة الشخصية معا، حيث جاءت بمتوسط حسابي

(2.977) وإنحراف معياري (0.0410) مما يعني أن مستوى عدالة التعاملات هو متوسط. ختاما، وجد الباحث أن مقياس العدالة التنظيمية فقد كان متوسطه الحسابي (2.711) وانحرافه المعياري (0.331)، اي أن المستوى العدالة التنظيمية الكلية في الوزارات المدروسة متوسط. وأيضا قام الباحث بحساب المتوسطات الحسابية والأنحرافات المعيارية لأبعاد الإلتزام الثلاث (العاطفي والإستمراي والمعياري) ولمقياس الإلتزامالوظيفي الكلي (مجموع أبعاد الإلتزام الثلاث)، وبناءا على ذلك حدد المستوى والمرتبة. تدل الحسابات الواردة في الجدول (12) على أن الوسط الحسابي الأعلى كان الوسط الحسابي لبعد الإلتزام العاطفي، وقد كانت قيمته (3.230) وكان الأنحراف المعياري له هو(0.933) .ويدل ذلك على أن مستوى الإلتزام العاطفي في الوزارات المدروسة متوسط. وجاء في المرتبة الثانية بُعد الإلتزام المعياري بوسط حسابي مقداره (3.018) وانحراف معياري قيمته (0.986)، اي ان مستوى الإلتزام الإستمراري في هذه الوزارات متوسط. أما بعد الإلتزام الإستمراريكان ذو الوسط الحسابي الأقل من بين باقي الأبعاد الأخرى بوسط حسابي (2.83) وإنحراف معياري (0.744). ختاما، وجد الباحث أن مقياس الإلتزام الوظيفيوالذي تمثل متوسطه الحسابي بـ(3.026) وانحرافه المعياري (0.331)، اي أن المستوى الإلتزام الوظيفيالكلي في الوزارات المدروسة متوسط.

الجدول (12): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية والمستويات والرتب الكُلية لأبعاد متغيرات الدراسة

الرقم	البعد	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	المستوى	المرتبة
	المتغير المستقل (العدالة التنظيمية)				
1	**العدالة التوزيعية**	2.292	0.710	منخفض	4
2	**عدالة الإجراءات**	2.604	0.952	منخفض	3
3	العدالة الشخصية	3.004	0.736	متوسط	1
4	عدالة المعلومات	2.946	0.940	متوسط	2
	مقياس العدالة التنظيمية	**2.711**	**0.331**	**متوسط**	
-	**عدالة التعاملات (OverAll Interactional Justice)**	**2.977**	**0.0410**	**متوسط**	
	المتغير التابع (الإلتزام الوظيفي)				
1	**الإلتزام العاطفي**	3.230	0.933	متوسط	1
2	**الإلتزام الإستمراري**	2.830	0.744	متوسط	3
3	**الإلتزام المعياري**	3.018	0.986	متوسط	2
	مقياس الإلتزام الوظيفي	**3.026**	**0.331**	**متوسط**	

4.3 إختبار فرضيات الدراسة

تنص الفرضية البحثية الرئيسةعلى أنهيوجد أثر ذو دلالة إحصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) للعدالة التنظيمية بأبعادها الخمسة (عدالة التوزيعات وعدالة الإجراءات وعدالة التعاملات وعدالة المعلومات والعدالة الشخصية) في الالتزام الوظيفي بأبعاده الثلاثة (الالتزام العاطفي والالتزام المعياري والالتزام الاستمراري) في الوزارات الأردنية. تنبثق من هذه الفرضية البحثية الرئيسة (15) فرضية فرعية، تساعد في التعرف إلى علاقات الأثر والتأثير المتبادل الفردية بين أبعاد العدالة التنظيمية المدروسة وأبعاد الالتزام الوظيفي المدروسة. وفيما يلي يعرض الباحث هذه الفرضيات في (15) بابا فرعيّا، ويفحصها، ويناقش نتائجها. ثم يعرض الباحث في باب مستقل منفصل نتائج فحص الفرضية الرئيسة ويناقشها.

4.3.1 الفرضية الفرعية (1)

تنص الفرضية الفرعية الأولى على أنه يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) لعدالة التوزيعات في الالتزام العاطفي. أما الفرضية العدمية الفرعية الأولى فتنصُّ على أنه لا يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) لعدالة التوزيعات في الالتزام العاطفي.

بما أن الفرضية هذه تتعلق بمتغير مستقل واحد، هو عدالة التوزيعات، ومتغير تابع واحد، هو الالتزام العاطفيفإن الفحص الإحصائي الأنسب لهذه الفرضية هو تحليل الانحدار الخطّيّ البسيط (Simple Linear Regression Analysis). ومن الجدير بالذكر أن فحوص الفرضيات تفحص الفرضيات العدمية لا البديلة. توضح النتائج الواردة في الجدول (13) أن قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي أدنى من مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$)، وبناء على ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية ويقبل الفرضية البديلة ($F = 72.688$, $df = 381$, $p = 0.000$)، ويستنتج أن

هناك أثرا ذا دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة التوزيعات في الالتزام العاطفي عند موظفي الوزارات الأردنية.

الجدول (13): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة التوزيعات في الالتزام العاطفي

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
1	الانحدار	1326.012	1	1326.012	72.688	0.000
	المتبقّي	6932.187	380	18.243		
	الكلّيّ	8258.199	381			

تدعم نتائج تحليل الانحدار المعروضة ضمن مُلخّص نموذج أثر عدالة التوزيعات في الالتزام العاطفي (الجدول (14)) نتائج تحليل التباين (الجدول 13)؛ فهي تدل على وجود علاقة موجبة متوسطة القوة وذات دلالة إحصائية بين عدالة التوزيعات في الالتزام العاطفي في الوزارات الأردنية حيث أن قيمة معامل الارتباط (*R*) هي (0.401). حيث تكشفُ نتائجُ تحليل الارتباط (الجدول 14) النقاب عن أن قيمة معامل التحديد (R^2) للنموذج الذي يتنبأ بالالتزام العاطفي من عدالة التوزيعات هي (0.161)، وتدلُّ هذه القيمة على أن متغيرعدالة التوزيعات يفسّر بمفرده (16.1%) من التباينات في متغير الالتزام العاطفي، ما يعني أن هذا المتغيرمسؤول وحده عن (16.1%) من الاختلافات في الالتزام العاطفي عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (14): مُلخَّص نموذج أثر عدالة التوزيعات في الالتزام العاطفي

معامل الارتباط (*R*)	**0.401**
معامل التحديد (R^2)	**0.161**
معامل التحديد المعدل	**0.158**

يوجز الجدول (15) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي (ميل المتغير المستقل) الذي يعبّر عن أثر عدالة التوزيعات فيالالتزام العاطفي، وتستخدم هذه المعاملات في كتابة معادلة هذا النموذج، واستنادا إلى مخرجات تحليل الانحدار هذه فإن معادلة النموذج غير القياسية هي:

الالتزام العاطفي = 9.518 + 0.539 * عدالة التوزيعات

أما المعادلة القياسية فهي:

الالتزام العاطفي = 0.401 * عدالة التوزيعات

الجدول (15): مُعامِلات نموذج أثر العدالة عدالة التوزيعات في الالتزام العاطفي

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (*t*)	الاحتمال (*p*)
		المُعامِل (*B*)	الخطأ القياسي	المُعامِل (*β*)		
1	الثابت (القاطع الصّادي)	9.518	0.748		12.724	0.000
	عدالة التوزيعات	0.539	.063	0.401	8.526	0.000

يمكن استخدام معادلة الانحدار الخطّيّ غير القياسية للتنبؤ بمجموع نقاط موظف الوزارة الأردنية على مقياس الالتزام العاطفي إذا كان مجموع إفادات هذا الموظف على مقياس عدالة التوزيعات معلوما. وتُستخدم المعادلةُ غيرُ القياسية في المقارنات بين الدراسات المماثلة التي تختلف عن الدراسة الحالية في فترة الدراسة أو الوزارات المدروسة أو عدد أفراد العينة أو مستوى الدلالة المعنوية (الإحصائية) المُطبَّق.

4.3.2 الفرضية الفرعية (2)

تنص الفرضية الفرعية الثانية على أنه يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة التوزيعات في الالتزام المعياري، وتنص الفرضية العدمية الرديفة على أنه لا يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة التوزيعات في الالتزام المعياري.فَحَصَ الباحثُ هذه الفرضية مستخدما تحليل الانحدار الخطّيّ البسيط، ووجد أن عدالة التوزيعات لها أثر موجب ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) في الالتزام المعياري (المعياري (الجدول (16))، فقد قيمة الاحتمال (*p*) هي (0.000)، وهي أدنى من مستوى الدلالة المعنوية (α = 0.05). وبناء على ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية ويقبل الفرضية البديلة (F = 48.368, df = 381, p = 0.000). تقود هذه النتيجة إلى استنتاج أنه يوجد أثر موجب ذو دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة التوزيعات في الالتزام المعياري عند موظفي الوزارات الأردنية.

الجدول (16): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة التوزيعات في الالتزام المعياري

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
1	الانحدار	1047.484	1	1047.484	48.368	0.000
	المتبقّي	8229.534	380	21.657		
	الكلّيّ	9277.018	381			

تعزز نتائج تحليل الانحدار التي يعرضها الجدول (17) نتائج تحليل التباين (الجدول 16)؛ فهي تؤكّد وجود علاقة موجبة ضعيفة القوة ودالّة إحصائيا بين الالتزام المعياري وعدالة التوزيعات، حيث أن قيمة معامل الارتباط بين هذيْن المتغيريْن (*R*) هي (0.336). أما معامل التحديد (R^2) للنموذج الذي يتنبأ بالالتزام المعياري من عدالة التوزيعاتفقد كانت قيمته (0.113)، أي أن متغير الالتزام المعياريفسّر منفردا (11.3%) من الاختلافات بين أفراد عينة الدراسة في متغير عدالة التوزيعات.

الجدول (17): مُلخّص نموذج أثر عدالة التوزيعات في الالتزام المعياري

معامل الارتباط (*R*)	**0.336**
معامل التحديد (R^2)	**0.113**
معامل التحديد المعدل	**0.111**

يعرض جدول مُعامِلات نموذج أثر عدالة التوزيعات في الالتزام المعياري (الجدول (18)) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي (ميل المتغير المستقل) الذي يعبّر عن أثر التوزيعات في الالتزام المعياري، وبناء على القيم الواردة في هذا الجدول فإن معادلة النموذج غير القياسية هي:

الالتزام المعياري = 8.681 + 0.479 * عدالة التوزيعات

أما المعادلة القياسية فهي:

الالتزام المعياري = 0.336 * عدالة التوزيعات

الجدول (18): مُعامِلات نموذج أثر عدالة التوزيعات في الالتزام المعياري

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (*t*)	الاحتمال (*p*)
		المُعامِل (*B*)	الخطأ القياسي	المُعامِل (*β*)		
1	الثابت (القاطع الصّادي)	8.681	0.815		10.651	0.000
	عدالة التوزيعات	0.479	0.069	0.336	6.955	0.000

4.3.3 الفرضية الفرعية (3)

تنص الفرضية الفرعية الثالثة على أنه يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة التوزيعات في الالتزام الاستمراري، بينما تناقضها الفرضية العدمية الرديفة في ذلك. نفّذ الباحث تحليل الانحدار الخطي البسيط لفحص هذه الفرضية، وقد أشارت نتائج تحليل الانحدار الخطّيّ البسيط المعروضة في الجدول (19) إلى أن قيمة الاحتمال (*p*) هي (0.395)، وهي أعلى من مستوى الدلالة المعنوية (α = 0.05). يترتب على ذلك عدم القدرة على رفض الفرضية العدمية وقبول الفرضية البديلة (F = .726, df = 381, p = 0.395)، ويقود ذلك الباحث إلى استنتاج أنه لا يوجد أثر ذو دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة التوزيعات في الالتزام الاستمراري عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (19): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة التوزيعات في الالتزام الاستمراري

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
1	الانحدا	10.292	1	10.292	0.726	0.395
	المتبقّي	5388.119	380	14.179		
	الكلّيّ	5398.411	381			

وحيث أن نتنائج تحليل التباين كشفت عن عدم وجود أثر ذي دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة التوزيعات في الالتزام الاستمراري عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة فإن الباحث يرى أنه لا معنى لإيراد جدول مُلخّص نموذج أثر عدالة التوزيعات في الالتزام الاستمراري وجدول مُعامِلات نموذج أثر العدالة عدالة التوزيعات في الالتزام الاستمراري.

4.3.4 الفرضية الفرعية (4)

تنص الفرضية الفرعية الرابعة على أنه يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) لعدالة الإجراءات في الالتزام العاطفي، بينما تناقضها الفرضية العدمية الرديفة في ذلك. فحص الباحث هذه الفرضية باستخدام تحليل الانحدار الخطي البسيط، وتوضح النتائج الواردة في الجدول (20) أن قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي أدنى من مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$)، وبناء على ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة ($F = 124.592$, $df = 381$, $p = 0.000$)، ويستنتج أن هناك أثرا ذا دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة الإجراءات في الالتزام العاطفي عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (20): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة الإجراءات في الالتزام العاطفي

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
1	الانحدار	2039.084	1	2039.084	124.592	0.000
	المتبقّي	6219.115	380	16.366		
	الكلّيّ	8258.199	381			

تتوافق نتائج تحليل الانحدار التي يوجزها جدول مُلخّص نموذج أثر عدالة الإجراءاتفي الالتزام العاطفي (الجدول (21) مع نتائج تحليل التباين (الجدول 20) التي دلّت على وجود علاقة موجبة متوسطة القوة وذات دلالة إحصائية بين الالتزام العاطفي وعدالة الإجراءات، حيث أن قيمة معامل الارتباط(R) هي (0.497). وتكشف نتائج هذا التحليل (الجدول 21) النقاب عن أن قيمة معامل التحديد (R^2) للنموذج الذي يتنبأ بالالتزام العاطفي من عدالة الإجراءات هي (0.247)، وتدلُّ هذه القيمة على أن عدالة الإجراءات تفسّر بمفردها (24.7%) من التباينات في الالتزام العاطفي. بصياغة أخرى متغيرعدالة الإجراءات مسؤول وحده عن (24.7%) من الاختلافات في قيم متغير الالتزام العاطفي عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (21): مُلخّص نموذج أثر عدالة الإجراءات في الالتزام العاطفي

معامل الارتباط (R)	**0.497**
معامل التحديد (R^2)	**0.247**
معامل التحديد المعدل	**0.245**

يعرض الجدول (22) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي (القاطع الصّاديّ وميل المتغير المستقل) الذي يعبّر عن أثر عدالة الإجراءاتفي الالتزام العاطفي، واستنادا إلى قيم المعاملات هذه فإن معادلة النموذج غير القياسية هي:

الالتزام العاطفي = 9.346 + 0.483 * عدالة الإجراءات

أما المعادلة القياسية فهي:

الالتزام العاطفي = 0.497 * عدالة الإجراءات

الجدول (22): مُعامِلات نموذج أثر عدالة الإجراءات في الالتزام العاطفي

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (t)	الاحتمال (p)
		المُعامِل (B)	الخطأ القياسي	المُعامِل (β)		
1	الثابت (القاطع الصّادي)	9.346	0.599		15.606	0.000
	عدالة الإجراءات	0.483	0.043	0.497	11.162	0.000

4.3.5 الفرضية الفرعية (5)

تنص الفرضية الفرعية الخامسة على أنه يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) لعدالة الإجراءات في الالتزام المعياري، بينما تنفي الفرضية العدمية الرديفة وجود هكذا أثر.

طبّق الباحث تحليل الانحدار الخطي البسيط بهدف فحص هذه الفرضية. وتدلّ النتائج الواردة في الجدول (23) على أن قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي أدنى من مستوى الدلالة المعنوية (α = 0.05)، ولذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة (F = 78.906, df = 119, p = 0.000)، ويستنتج أنه يوجد أثر ذو دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة الإجراءات في الالتزام المعياري عند موظفي الوزارات الأردنية قيد الدراسة.

الجدول (23): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة الإجراءات في الالتزام المعياري

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (F)	الاحتمال
1	الانحدار	1595.119	1	1595.119	78.906	0.000
	المتبقّي	7681.899	380	20.216		
	الكلّيّ	9277.018	381			

تعزّزُ نتائج تحليل الارتباط التي يعرضها الجدول (24) نتائج تحليل التباين (الجدول 23)، وتؤكد وجود علاقة موجبة متوسطة القوة ودالّة إحصائيا بين الالتزام المعياري وعدالة الإجراءات، حيث أن قيمة معامل الارتباط بين هذيْن المتغيريْن (R) هي (0.415). وتُظهر نتائج تحليل الارتباط (الجدول 24) كذلك أن قيمة معامل التحديد (R^2) للنموذج الذي يتنبأ بالالتزام المعياريمن عدالة الإجراءات هي (0.172)، أي أن عدالة الإجراءات تفسروحدها (17.2%) من الاختلافات فيمتغير الالتزام المعياري عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (24): مُلخّص نموذج أثر عدالة الإجراءات في الالتزام المعياري

معامل الارتباط (R)	**0.415**
معامل التحديد (R^2)	**0.172**
معامل التحديد المعدل	**0.170**

يعرض الجدول (25) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي (القاطع الصّاديّ وميول المتغيرات المستقلة الخمسة) الذي يعبّر عن أثر عدالة الإجراءات في الالتزام المعياري، وبناء على القيم الواردة في هذا الجدول فإن معادلة النموذج غير القياسية هي:

الالتزام المعياري = 8.555 +0.427 * عدالة الإجراءات

أما المعادلة القياسية فتأخذ الصيغة:

الالتزام المعياري = 0.415 * عدالة الإجراءات

الجدول (25): مُعامِلات نموذج أثر عدالة الإجراءات في الالتزام المعياري

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (t)	الاحتمال (p)
		المُعامِل (B)	الخطأ القياسي	المُعامِل (β)		
1	الثابت (القاطع الصّادي)	8.555	0.666		12.854	0.000
	عدالة الإجراءات	0.427	0.048	0.415	8.883	0.000

4.3.6 الفرضية الفرعية (6)

تنص الفرضية الفرعية السادسة على أنه يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) لعدالة الإجراءات في الالتزام الاستمراري، بينما تنفي الفرضية العدمية الرديفة وجود هذا الأثر. فحص الباحث هذه الفرضية متبعا نفس الإجراءات التي اتُّبِعت في الفرضيات الخمس السابقة، وتوضح النتائج الواردة في الجدول (26) أن قيمة الاحتمال (p) هي (0.002)، وهي أقلّ من مستوى الدلالة المعنوية (α = 0.05)، وبناء على ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة (F = 9.469, df = 381, p = 0.002)، ويصل الباحث إلى الاستنتاج أن هناك أثرا ذا دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة الإجراءات في الالتزام الاستمراري عند موظفي الوزارات الأردنية.

الجدول (26): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة الإجراءات في الالتزام الاستمراري

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
1	الانحدار	131.250	1	131.250	9.469	0.002
	المتبقّي	5267.161	380	13.861		
	الكلّيّ	5398.411	381			

تتوافق نتائج تحليل الانحدار المعروضة ضمن مُلخّص نموذج أثر عدالة الإجراءات في الالتزام الاستمراري (الجدول 26) نتائج تحليل التباين (الجدول 27)؛ فهي تدل على وجود علاقة موجبة ضعيفة وذات دلالة إحصائية بين الالتزام الاستمراري وعدالة الإجراءات في الوزارات الأردنية المدروسة، حيث أن قيمة معامل الارتباط (R) هي (0.156). وتبيّنُ نتائجُ تحليل الارتباط (الجدول 30) أن قيمة معامل التحديد (R^2) للنموذج الذي يتنبأ بالالتزام الاستمراري من عدالة الإجراءات هي (0.024)، ما يعني أن متغيرعدالة الإجراءات يفسّر بمفرده (2.4%) من التباينات في الالتزام الاستمراري عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (27): مُلخّص نموذج أثر عدالة الإجراءات في الالتزام الاستمراري

معامل الارتباط (R)	**0.156**
معامل التحديد (R^2)	**0.024**
معامل التحديد المعدل	**0.022**

يعرض الجدول (28) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي (ميل المتغير المستقل) الذي يعبّر عن أثر عدالة الإجراءات في الالتزام الاستمراري، وهي المعاملات التي يُبنى منها نموذج الانحدار الخطي الذي يتنبأ بمجموع علامات الموظف المعين على مقياس الالتزام الاستمراري عند معرفة تحصيله على مقياس عدالة الإجراءات. وتأسيسا على مخرجات تحليل الانحدار هذه فإن معادلة النموذج غير القياسية هي:

الالتزام الاستمراري = 13.369 + 0.123 * عدالة الإجراءات

أما المعادلة القياسية فهي:

الالتزام الاستمراري = 0.156 * عدالة الإجراءات

الجدول (28): مُعامِلات نموذج أثر عدالة الإجراءات في الالتزام الاستمراري

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (*t*)	الاحتمال (*p*)
		المُعامِل (*B*)	الخطأ القياسي	المُعامِل (*β*)		
1	الثابت (القاطع الصّادي)	13.369	0.551		24.260	0.000
	عدالة الإجراءات	0.123	0.040	0.156	3.077	0.002

4.3.7 الفرضية الفرعية (7)

تنص الفرضية الفرعية السابعة على أنه يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) لعدالة التعاملات في الالتزام العاطفي، وتنص الفرضية العدمية الرديفة على أنه لا يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) لعدالة التعاملات في الالتزام العاطفي عند موظفي الوزارات الأردنية.

نفّذ الباحثُ تحليل الانحدار الخطّيّ البسيط للتحقق من صحة هذه الفرضية البحثية، ووجد أن عدالة التعاملاتلها أثرٌموجبٌ ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) في الالتزامالعاطفي (الجدول (29))، فقد كانت قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي أقلّ من مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$). وبمقتضى ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة ($F = 195.628$, $df = 381$, $p = 0.000$). توصل هذه النتيجة إلى استنتاج أنه يوجد أثر موجب ذو دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة التعاملات في الالتزام العاطفي عند موظفي الوزارات الأردنية.

الجدول (29): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة التعاملات في الالتزام العاطفي

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
1	**الانحدار**	2806.563	1	2806.563	195.628	0.000
	المتبقّي	5451.636	380	14.346		
	الكلّيّ	8258.199	381			

تدعم نتائج تحليل الارتباط التي يعرضها الجدول (30) نتائج تحليل التباين (الجدول 29)؛ فهي تؤكّد وجود علاقة موجبة متوسطة القوة ودالّة إحصائيا بين الالتزام العاطفي وعدالة التعاملات، فقيمة معامل الارتباط بين هذيْن المتغيريْن (*R*) هي (0.583). أما معامل التحديد (R^2) للنموذج الذي يتنبأ بالالتزام العاطفي من عدالة التعاملات فقد كانت قيمته (0.340)، أي أن متغير الالتزام العاطفييفسّر منفردا (34.0%) من الاختلافاتبين أفراد عينة الدراسة فيعدالة التعاملات.

الجدول (30): مُلخّص نموذج أثر عدالة التعاملات في الالتزام العاطفي

معامل الارتباط (*R*)	**0.583**
معامل التحديد (R^2)	**0.340**
معامل التحديد المعدل	**0.338**

يُقدّم جدول مُعامِلات نموذج الانحدار (الجدول (31)) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي (ميل المتغير المستقل) الذي يعبّر عن أثر عدالة التعاملاتفي الالتزام العاطفي، وبناء على القيم الواردة في هذا الجدول فإن معادلة النموذج غير القياسية هي:

الالتزام العاطفي = 5.017 + 0.358 * عدالة التعاملات

أما المعادلة القياسية فهي:

الالتزام العاطفي = 0.583 * عدالة التعاملات

الجدول (31): مُعامِلات نموذج أثر عدالة التعاملات في الالتزام العاطفي

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (*t*)	الاحتمال (*p*)
		المُعامِل (B)	**الخطأ القياسي**	**المُعامِل (β)**		
1	**الثابت (القاطع الصّادي)**	5.017	0.782		6.413	0.000
	عدالة التعاملات	0.358	0.026	0.583	13.987	0.000

4.3.8 الفرضية الفرعية (8)

تنص الفرضية الفرعية الثامنة على أنه يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) لعدالة التعاملات في الالتزام المعياري، وتنص الفرضية العدمية الرديفة على أنه لا يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) لعدالة التعاملات في الالتزام المعياري عند موظفي الوزارات الأردنية.

استخدم الباحث تحليل الانحدار الخطي البسيط بهدف فحص صحّة هذه الفرضية، وقد أشارت نتائج تحليل الانحدار الخطّيّ البسيط المعروضة في الجدول (32) إلى أن قيمة الاحتمال (*p*) هي (0.000)، وهي أدنى من مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$)، ولذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة ($F = 90.466, df = 381, p = 0.000$)، ويصل إلى استنتاج أن هناك أثرا ذا دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة التعاملاتفي الالتزام المعياري عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (32): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة التعاملات في الالتزام المعياري

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
1	**الانحدار**	1783.876	1	1783.876	90.466	.000
	المتبقّي	7493.143	380	19.719		
	الكلّيّ	9277.018	381			

تنسجم نتائج تحليل الارتباط التي يوجزها جدول مُلخّص نموذج أثر عدالة التعاملاتفي الالتزام المعياري (الجدول (33) مع نتائج تحليل التباين (الجدول 32)، فقد دلّ تحليل الارتباط على وجود علاقة موجبة متوسطة القوة وذات دلالة إحصائية بين الالتزام المعياري وعدالة التعاملات، حيث أن قيمة معامل الارتباط (R) هي (0.439).

الجدول (33): مُلخّص نموذج أثر عدالة التعاملات في الالتزام المعياري

معامل الارتباط (R)	**0.439**
معامل التحديد (R^2)	**0.192**
معامل التحديد المعدل	**0.190**

وكذلك تكشف نتائج هذا التحليل (الجدول 33 النقاب عن أن قيمة معامل التحديد (R^2) للنموذج الذي يتنبأ بالالتزام المعياري من عدالة التعاملات هي (0.192). تعني هذه القيمة أن عدالة التعاملات تفسّر منفردة (19.2%) من التباينات في الالتزام المعياري، أي أن متغيرعدالة التعاملات مسؤول وحده عن (19.2%) من الاختلافات في قيم متغير الالتزام المعياري عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

هذا ويورد الجدول (34) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي (القاطع الصّاديّ وميل المتغير المستقل) الذي يعبّر عن أثر عدالة التعاملاتفي الالتزام المعياري، واستنادا إلى قيم المعاملات هذه فإن معادلة نموذج الانحدار غير القياسية هي:

الالتزام المعياري = 5.650 + 0.286 * عدالة التعاملات

الالتزام المعياري = 0.439 * عدالة التعاملات

الجدول (34): مُعامِلات نموذج أثر عدالة التعاملات في الالتزام المعياري

النموذج		**المُعامِلات غير القياسية**		**المُعامِلات**	**تاء (t)**	**الاحتمال (p)**
		المُعامِل (B)	**الخطأ القياسي**	**المُعامِل (β)**		
1	**الثابت (القاطع الصّادي)**	5.650	0.917		6.161	0.000
	عدالة التعاملات	0.286	0.030	0.439	9.511	0.000

4.3.9 الفرضية الفرعية (9)

تقول الفرضية الفرعية التاسعة إن لعدالة التعاملات أثرا ذي دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) في الالتزام الاستمراري، وتنفي الفرضية العدمية الرديفة وجود أثر. فَحَصَ الباحثُ هذه الفرضية بواسطة تحليل الانحدار الخطّيّ البسيط. أشارت نتائج تحليل التباين (ANOVA) في هذا الفحص إلى أن عدالة التعاملات لها أثر موجب ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) في الالتزام الاستمراري (الجدول (35))؛ إذ كانت قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي دون مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$). وبناء على ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة ($F = 21.566$, $df = 381$, $p = 0.000$). ويُستنتجُ من هذا أن لعدالة التوزيعات أثرا موجبا ذا دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) في الالتزام الاستمراري عند موظفي الوزارات الأردنية.

الجدول (35): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة التعاملات في الالتزام الاستمراري

النموذج		**مجموع المربّعات**	**درجة الحرّيّة**	**المربع المتوسط**	**الدّالّ الإحصائي (F)**	**الاحتمال**
1	**الانحدار**	289.924	1	289.924	21.566	0.000
	المتبقّي	5108.487	380	13.443		
	الكلّيّ	5398.411	381			

تنسجم نتائج تحليل الانحدار (الجدول 36) مع نتائج تحليل التباين (الجدول 35)؛ فهي تثبت وجود علاقة موجبة ضعيفة القوة ودالّة إحصائيا بين الالتزام الاستمراري وعدالة التعاملات، إذ كانت قيمة معامل الارتباط بين هذيْن المتغيريْن (R)هي (0.232). أماقيمة معامل التحديد (R^2) لنموذج الانحدار الخطّيّ هذا فهي (0.054)، أي أن متغير الالتزام الاستمراري يفسّر بمفرده (5.4%) من الاختلافات بين أفراد عينة الدراسة في متغير الالتزام الاستمراري.

الجدول (36): مُلخّص نموذج أثر عدالة التعاملات في الالتزام الاستمراري

معامل الارتباط (R)	**0.232**
معامل التحديد (R^2)	**0.054**
معامل التحديد المعدل	**0.051**

أما مُعامِلات نموذج تكميم أثر عدالة التعاملات في الالتزام الاستمراري (ميل المتغير المستقل) فيلخّصها الجدول (37). واستنادا إلى مخرجات التحليل هذه يجد الباحث أن معادلة النموذج غير القياسية تأخذ الصيغة:

الالتزام الاستمراري= 11.554 + 0.115 * عدالة التعاملات

وتكون المعادلة القياسية:

الالتزام الاستمراري= 0.232 * عدالة التعاملات

الجدول (37): مُعامِلات نموذج أثر عدالة التعاملات في الالتزام الاستمراري

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (*t*)	الاحتمال (*p*)*
		المُعامِل (B)	الخطأ القياسي	المُعامِل (β)		
1	الثابت (القاطع الصّادي)	11.554	0.757		15.256	0.000
	عدالة التعاملات	0.115	0.025	0.232	4.644	0.000

4.3.10 الفرضية الفرعية (10)

تنص الفرضية الفرعية العاشرة على أنه يوجد أثر لعدالة المعلومات في الالتزام العاطفي ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$)، بينما تناقضها الفرضية العدمية الرديفة في ذلك. اختبر الباحث صحة هذه الفرضية باستخدام تحليل الانحدار الخطي البسيط، وقد أوضحت نتائج التحليل (الجدول 38) أن قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي أقلُّ من مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$)، وبناء على ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة ($F = 163.876$, $df = 381$, $p = 0.000$). تقود هذه النتيجة إذا إلى استنتاج أن هناك أثرا ذا دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة المعلومات في الالتزام العاطفي عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (38): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة المعلومات في الالتزام العاطفي

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
1	الانحدار	2488.294	1	2488.294	163.876	0.000
	المتبقّي	5769.905	380	15.184		
	الكلّيّ	8258.199	381			

تدعم نتائج تحليل الارتباط التي يوجزها الجدول (38) مُلخّص نموذج أثر عدالة المعلومات في الالتزام العاطفي مع نتائج تحليل التباين (الجدول 38) التي كشفت عن وجود علاقة موجبة متوسطة القوة وذات دلالة إحصائية بين عدالة المعلومات والالتزام العاطفي، حيث أن قيمة معامل الارتباط (R) هي (0.549). وتشير نتائج هذا التحليل (الجدول 39) إلى أن قيمة معامل التحديد (R^2) لهذا النموذج هي (0.301)، الأمر الذي يعني أن عدالة المعلومات وحدها تفسّر (30.1%) من التباينات في الالتزام العاطفي بين أفراد عينة الدراسة، وما يعنيه هذا أن متغيرعدالة المعلومات وحده مسؤول عن (30.1%) من الاختلافات في قيم متغير الالتزام العاطفي عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (39): مُلخّص نموذج أثر عدالة المعلومات في الالتزام العاطفي

معامل الارتباط (R)	**0.549**
معامل التحديد (R^2)	**0.301**
معامل التحديد المعدل	**0.299**

يلخص الجدول (40) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي (القاطع الصّاديّ وميل المتغير المستقل) الذي يعبّر عن أثر عدالة المعلومات في الالتزام العاطفي، وبناء على القيم الواردة في هذا الجدول تصبح معادلة النموذج غير القياسية:

الالتزام العاطفي = 7.655+ 0.543 * عدالة المعلومات

أما المعادلة القياسية فهي:

الالتزام العاطفي = 0.543 * عدالة المعلومات

الجدول (40): مُعامِلات نموذج أثر عدالة المعلومات في الالتزام العاطفي

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (t)	الاحتمال (p)
		المُعامِل (B)	الخطأ القياسي	المُعامِل (β)		
1	الثابت (القاطع الصّادي)	7.655	0.653		11.719	0.000
	عدالة المعلومات	0.543	0.042	0.549	12.801	0.000

4.3.11 الفرضية الفرعية (11)

تنص الفرضية الفرعية الحادية عشر على وجود أثر ذي دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) لعدالة المعلومات في الالتزام المعياري، بينما تنص الفرضية العدمية الرديفة على أنه لا يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) لعدالة المعلومات في الالتزام المعياري عند موظفي الوزارات الأردنية. استخدم الباحث تحليل الانحدار الخطي البسيط من أجل فحص صحّة هذه الفرضية، وقد بيّنت نتائج هذا التحليل الواردة في الجدول (41) أن قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي أدنى من مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$)، ولذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة ($F = 73.553$, $df = 381$, $p = 0.000$)، ويصل إلى استنتاج أنه يوجد أثر ذو دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) لعدالة المعلومات في الالتزام المعياري عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (41): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة المعلومات في الالتزام المعياري

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (F)	الاحتمال
1	الانحدار	1504.464	1	1504.464	73.553	0.000
	المتبقّي	7772.554	380	20.454		
	الكلّيّ	9277.018	381			

تتناغم نتائج تحليل الارتباط التي يوجزها جدول مُلخّص نموذج أثر عدالة المعلوماتفي الالتزام المعياري (الجدول 42) مع نتائج تحليل التباين (الجدول 41)، فقد دلّ تحليل الارتباط على وجود علاقة موجبة متوسطة القوة وذات دلالة إحصائية بين الالتزام المعياري وعدالة المعلومات، حيث أن قيمة معامل الارتباط (R) هي (0.403). وكذلك تكشف نتائج هذا التحليل (الجدول 42) النقاب عن أن قيمة معامل التحديد (R^2) للنموذج الحاليّ هي (0.162). معنى هذه القيمة أن عدالة المعلومات تفسّر منفردة (16.2%) من التباينات في الالتزام المعياري، أي أن متغيرعدالة المعلومات مسؤول وحده عن (16.2%) من الاختلافات في قيم متغير الالتزام المعياري عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (42): مُلخّص نموذج أثر عدالة المعلومات في الالتزام المعياري

معامل الارتباط (R)	**0.403**
معامل التحديد (R^2)	**0.162**
معامل التحديد المعدل	**0.160**

أما الجدول (43) فيورد قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي (القاطع الصّاديّ وميل المتغير المستقل) الذي يعبّر عن أثر عدالة المعلوماتفي الالتزام المعياري، وبناء على قيم المعاملات هذه فإن معادلة نموذج الانحدار غير القياسية هي:

الالتزام المعياري = 7.910 + 0.422 * عدالة المعلومات

الالتزام المعياري = 0.403 * عدالة المعلومات

الجدول (43): مُعامِلات نموذج أثر عدالة المعلومات في الالتزام المعياري

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (t)	الاحتمال (p)
		المُعامِل (B)	الخطأ القياسي	المُعامِل (β)		
1	الثابت (القاطع الصّادي)	7.910	0.758		10.434	0.000
	عدالة المعلومات	0.422	0.049	0.403	8.576	0.000

4.3.12 الفرضية الفرعية (12)

تقول الفرضية الفرعية الثانية عشر إن لعدالة المعلومات أثرا ذي دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) في الالتزام الاستمراري، وتنفي الفرضية العدمية الرديفة وجود هكذا أثر. فَحَصَ الباحثُ هذه الفرضية بواسطة تحليل الانحدار الخطّيّ البسيط، وأشارت نتائج تحليل التباين (ANOVA) في هذا الفحص إلى أن عدالة المعلومات لها أثر موجب ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) في الالتزام الاستمراري (الجدول 44)؛ إذ كانت قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي دون مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$). وبناء على ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة ($F = 18.618$, $df = 381$, $p = 0.000$). ويُستنتجُ من هذا أن لعدالة المعلومات أثرا موجبا ذا دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) في الالتزام الاستمراري عند موظفي الوزارات الأردنية.

الجدول (44): تحليل التباين في نموذج أثر عدالة المعلومات في الالتزام الاستمراري

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
1	الانحدار	252.135	1	252.135	18.618	0.000
	المتبقّي	5146.276	380	13.543		
	الكلّيّ	5398.411	381			

تنسجم نتائج تحليل الانحدار (الجدول 45) مع نتائج تحليل التباين (الجدول 44)؛ فهي تؤكد على وجود علاقة موجبة ضعيفة القوة ودالّة إحصائيا بين الالتزام الاستمراري وعدالة المعلومات، إذ كانت قيمة معامل الارتباط بين هذيْن المتغيريْن (R) هي (0.216). أماقيمة معامل التحديد (R^2) لنموذج الانحدار الخطّيّ هذا فهي (0.047)، أي أن متغير عدالة المعلومات منفردا يفسّر (4.7%) من الاختلافاتبين أفراد عينة الدراسة فيمتغير الالتزام الاستمراري.

الجدول (45): مُلخّص نموذج أثر عدالة المعلومات في الالتزام الاستمراري

معامل الارتباط (*R*)	0.216
معامل التحديد (R^2)	0.047
معامل التحديد المعدل	0.044

أما مُعامِلات نموذج تحديد وتكميم أثر عدالة المعلومات في الالتزام الاستمراري (ميل المتغير المستقل والقاطع الصّاديّ) فيقدّمها الجدول (46). واستنادا إلى مخرجات التحليل هذه يجد الباحث أن معادلة النموذج غير القياسية تأخذ الصيغة:

الالتزام الاستمراري= 12.426 + 0.173 * عدالة المعلومات

وتكون المعادلة القياسية: الالتزام الاستمراري= 0.216 * عدالة المعلومات

الجدول (46): مُعامِلات نموذج أثر عدالة المعلومات في الالتزام الاستمراري

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (*t*)	الاحتمال (*p*)
		المُعامِل (B)	الخطأ القياسي	المُعامِل (β)		
1	الثابت (القاطع	12.426	0.617		20.143	0.000
	عدالة المعلومات	0.173	0.040	0.216	4.315	0.000

4.3.13 الفرضية الفرعية (13)

تنص الفرضية الفرعية العاشرة على أنه يوجد أثر للعدالة الشخصية في الالتزام العاطفي ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$)، بينما تناقضها الفرضية العدمية الرديفة في ذلك. اختبر الباحث صحة هذه الفرضية مستخدما تحليل الانحدار الخطي البسيط، وقد أوضحت نتائج التحليل (الجدول 47) أن قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي أقلُّ من مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$)، وبناء على ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة ($F = 126.989$, $df = 381$, $p = 0.000$). تقود هذه النتيجة إذا إلى استنتاج أن هناك أثرا ذا دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) للعدالة الشخصية في الالتزام العاطفي عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (47): تحليل التباين في نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام العاطفي

النموذج		مجموع	درجة	المربع	الدّالّ الإحصائي	الاحتمال
1	الانحدار	2068.483	1	2068.483	126.989	0.000
	المتبقّي	6189.716	380	16.289		
	الكلّيّ	8258.199	381			

تدعم بقية نتائج تحليل الانحدار الخطي التي يوجزها جدول مُلخّص نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام العاطفي (الجدول 48) نتائج تحليل التباين (الجدول 47)، ويكشف معامل الارتباط بين هذيْن المتغيريْن عن وجود علاقة موجبة متوسطة القوة وذات دلالة إحصائية بين العدالة الشخصية والالتزام العاطفي، حيث أن قيمة معامل الارتباط (*R*) هي (0.500). وتشير نتائج تحليل الانحدار (الجدول 48) إلى أن قيمة معامل التحديد (R^2) لهذا النموذج هي (0.250)، الأمر الذي يعني أن العدالة الشخصية وحدها تفسّر (25.0%) من التباينات في الالتزام العاطفي بين أفراد عينة الدراسة، وما يعنيه هذا أن متغير العدالة الشخصية مسؤول وحده عن (25.0%) من الاختلافات في قيم الالتزام العاطفي عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (48): مُلخّص نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام العاطفي

معامل الارتباط (*R*)	**0.500**
معامل التحديد (R^2)	**0.250**
معامل التحديد المعدل	**0.249**

يُقدّم الجدول (49) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي، أي قيم القاطع الصّاديّ وميل المتغير المستقل، الذي يعبّر عن أثر العدالة الشخصية في الالتزام العاطفي. تساعد هذه القيم في كتابة معادلتي نموذج الامحدار القياسية وغير القياسية.
آخذا بنظر الاعتبار هذه القيم يجد الباحث ان معادلة النموذج غير القياسية هي:
الالتزام العاطفي = 6.119 +0.637 * العدالة الشخصية
بينما المعادلة القياسية هي: الالتزام العاطفي = 0.500 * العدالة الشخصية

الجدول (49): مُعامِلات نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام العاطفي

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعاملات القياسِية	تاء (*t*)	الاحتمال (*p*)
		المُعامِل (B)	الخطأ القياسي	المُعامِل (β)		
1	الثابت (القاطع	6.119	0.868		7.052	0.000
	العدالة الشخصية	0.637	0.057	0.500	11.269	0.000

4.3.14 الفرضية الفرعية (14)

تقول الفرضية الفرعية الرابعة عشر إنللعدالة الشخصية أثرا ذي دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) في الالتزام المعياري، وتنفي الفرضية العدمية الرديفة وجود أثر. اختبر الباحثُ صحة هذه الفرضية بواسطة تحليل الانحدار الخطّيّ البسيط، وأشارت نتائج تحليل التباين (ANOVA) في هذا الفحص، والواردة في الجدول (50)، إلى أن العدالة الشخصية لها أثر موجب ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) في الالتزام المعياري ($F = 67.992$, $df =$ (381, $p = 0.000$))؛ إذ كانت قيمة الاحتمال (*p*) هي (0.000)، وهي دون مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$). وبناء على ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة. يُستنتجُ من هذا أن العدالة الشخصية تؤثر في الالتزام المعياري عند موظفي الوزارات الأردنية تأثيرا موجبا ذا دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (0.05).

الجدول (50): تحليل التباين في نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام المعياري

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
1	الانحدار	1407.976	1	1407.976	67.992	0.000
	المتبقّي	7869.042	380	20.708		
	الكلّيّ	9277.018	381			

تنسجم نتائج تحليل الانحدار الأخرى (الجدول 51) مع نتائج تحليل التباين (الجدول 50)؛ فهي تثبت وجود علاقة موجبة ضعيفة القوة ودالّة إحصائيا بين الالتزام المعياري والعدالة الشخصية، حيث كانت قيمة معامل الارتباط بين هذيْن المتغيريْن (R) هي (0.390). أما قيمة معامل التحديد (R^2) لهذا النموذج فهي (0.152)، ما يعني أن متغير الالتزام المعياري وحده يفسّر (15.2%) من الاختلافات بين أفراد عينة الدراسة في الالتزام المعياري.

الجدول (51): مُلخّص نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام المعياري

معامل الارتباط (R)	**0.390**
معامل التحديد (R^2)	**0.152**
معامل التحديد المعدل	**0.150**

أما مُعامِلات نموذج الانحدار الخطّيّ البسيط الذي يبين أثر العدالة الشخصية في الالتزام المعياري فيلخّصها الجدول (52). واستنادا إلى مخرجات التحليل هذه يجد الباحث أن معادلة النموذج غير القياسية تأخذ الصيغة:

الالتزام المعياري= 6.266 + 0.526 * العدالة الشخصية

وتكون المعادلة القياسية: الالتزام المعياري= 0.390 * العدالة الشخصية

الجدول (52): مُعامِلات نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام المعياري

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (t)	الاحتمال (p)
		المُعامِل (B)	الخطأ القياسي	المُعامِل (β)		
1	**الثابت (القاطع الصادي)**	6.266	0.978		6.403	0.000
	العدالة الشخصية	0.526	0.064	0.390	8.246	0.000

4.3.15 الفرضية الفرعية (15)

تنص الفرضية الفرعية الخامسة عشر على أنه يوجد أثر ذو دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) للعدالة الشخصية في الالتزام الاستمراري. أما الفرضية العدمية الفرعية المرافقة فتنصُّ على نقيض ذلك. توضح النتائج الواردة في الجدول (53) أن قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي أقل من مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$)، وبناء على ذلك يرفض الباحث الفرضية العدمية، ويقبل الفرضية البديلة ($F = 16.106$, $df = 381$, $p = 0.000$)، ويستنتج أن هناك أثرا ذا دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) للعدالة الشخصية في الالتزام الاستمراري عند موظفي الوزارات الأردنية.

الجدول (53): تحليل التباين في نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام الاستمراري

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (F)	الاحتمال
1	**الانحدار**	219.509	1	219.509	16.106	0.000
	المتبقّي	5178.902	380	13.629		
	الكلّيّ	5398.411	381			

تدعم بقية نتائج تحليل الانحدار المعروضة ضمن مُلخّص نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام الاستمراري (الجدول 54) نتائج تحليل التباين (الجدول 53)؛ فهي تدل على وجود علاقة موجبة ضعيفة وذات دلالة إحصائية بين العدالة الشخصيةوالالتزام الاستمراري في الوزارات الأردنية حيث أن قيمة معامل الارتباط (R) هي (0.202). كذلك تكشفُ نتائجُ تحليل الانحدار الأخرى (الجدول 54) النقاب عن أن قيمة معامل التحديد (R^2) للنموذج الذي يتنبأ بالالتزام الاستمراري من العدالة الشخصيةهي (0.041)، وتدلُّ هذه القيمة على أن متغيرالعدالة الشخصيةيفسّر بمفرده (4.1%) من التباينات في متغير الالتزام الاستمراري عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة.

الجدول (54): مُلخّص نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام الاستمراري

معامل الارتباط (R)	**0.202**
معامل التحديد (R^2)	**0.041**
معامل التحديد المعدل	**0.038**

يوجز الجدول (55) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي الذي يعبّر عن أثر العدالة الشخصية في الالتزام الاستمراري، وتستخدم هذه المعاملات في كتابة معادلتي هذا النموذج القياسية وغير القياسية، واستنادا إلى نواتج تحليل الانحدار هذه فإن معادلة النموذج غير القياسية هي:

الالتزام الاستمراري = 11.867 + 0.208 * العدالة الشخصية

أما المعادلة القياسية فهي: الالتزام الاستمراري = 0.202 * العدالة الشخصية

الجدول (55): مُعامِلات نموذج أثر العدالة الشخصية في الالتزام الاستمراري

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (t)	الاحتمال (p)*
		المُعامِل (B)	الخطأ القياسي	المُعامِل (β)		
1	الثابت (القاطع الصّادي)	11.867	0.794		14.949	0.000
	العدالة الشخصية	0.208	0.052	0.202	4.013	0.000

وبعد عرض نتائج فحص الفرضيات الفرعية الخمسة عشر ومناقشة هذه النتائج، يستعرض الباحث في الفقرات التالية نتائج فحص فرضية البحث الرئيسة، ويناقش هذه النتائج.

4.3.16 الفرضية الرئيسة

تنص الفرضية الرئيسةعلى أنه يوجد أثر ذو دلالة إحصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) للعدالة التنظيمية بأبعادها (عدالة التوزيعات وعدالة الإجراءات وعدالة التعاملات وعدالة المعلومات والعدالة الشخصية) في الالتزام الوظيفي بأبعاده الثلاثة (الالتزام العاطفي والالتزام المعياري والالتزام الاستمراري) في الوزارات الأردنية. وفيما يتعلق بهذه الفرضية البحثية تنصّ الفرضية العَدَميّة على أنه لا يوجد أثر ذو دلالة إحصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) للعدالة التنظيمية بأبعادها (عدالة التوزيعات وعدالة الإجراءات وعدالة التعاملات وعدالة المعلومات والعدالة الشخصية) في الالتزام الوظيفي بأبعاده الثلاثة (الالتزام العاطفي والالتزام المعياري والالتزام الاستمراري) في الوزارات الأردنية. وبما أن الفرضية هذه تتعلق بمتغير مستقل واحد، هو العدالة التنظيمية، أي مجموع أبعاد العدالة التنظيمية المدروسة (عدالة التوزيعات وعدالة الإجراءات وعدالة التعاملات وعدالة المعلومات والعدالة الشخصية)، ومتغير تابع واحد، هو الالتزام الوظيفي، أي مجموع أبعاد الالتزام الوظيفي الثلاثة المدروسة (الالتزام العاطفي والالتزام المعياري والالتزام الاستمراري) فإن الفحص الإحصائي الأنسب هو تحليل الانحدار الخطّيّ البسيط (Simple Linear Regression Analysis).

نفّذ الباحث تحليل الانحدار الخطي البسيط لفحص صحة هذه الفرضية البحثية، وأظهرت نتائج فحص التباين (ANOVA) المعروضة في الجدول (55) أن قيمة الاحتمال (p) هي (0.000)، وهي أقل من مستوى الدلالة المعنوية ($\alpha = 0.05$)، ويترتّب على ذلك رفضّ الفرضية العدمية وقبول الفرضية البديلة ($F = 203.68$, $df = 381$, $p = 0.000$).

تقود هذه النتيجة الباحث إلى استنتاج أنه يوجد أثر ذو دلالة إحصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) للعدالة التنظيمية بأبعادها (عدالة التوزيعات وعدالة الإجراءات وعدالة التعاملات وعدالة المعلومات والعدالة الشخصية) في الالتزام الوظيفي بأبعاده الثلاثة (الالتزام العاطفي والالتزام المعياري والالتزام الاستمراري) في الوزارات الأردنية.

الجدول (56): تحليل التباين (ANOVA) في نموذج أثر العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (F)	الاحتمال
1	الانحدار	12888.930	1	12888.930	203.683	0.000
	المتبقّي	24046.107	380	63.279		
	الكلّيّ	36935.037	381			

تدعم نتائج تحليل الارتباط، وهي جزء من نتائج مُلخّص نموذج أثر العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي المُدرجة في الجدول (57)، نتائج فحص التباين (الجدول 56)، وتدل هذه النتائج على وجود علاقة موجبة متوسطة القوة وذات دلالة إحصائية بين العدالة التنظيمية والالتزام الوظيفي، حيث أن قيمة معامل الارتباط (R) هي (0.591). هذا وتبين نتائج تحليل الارتباط الأخرى أن قيمة معامل التحديد (R^2) للنموذج الذي يتنبأ بالالتزام الوظيفي من العدالة التنظيمية هي (0.349)، وتعني هذه القيمة أن متغيرالعدالة التنظيمية وحده يفسّر (34.9%) من التباينات في الالتزام الوظيفي عند موظفي الوزارات الأردنية.

الجدول (57): مُلخّص نموذج أثر العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي

معامل الارتباط (R)	**0.591**
معامل التحديد (R^2)	**0.349**
معامل التحديد المعدل	**0.347**

يعرض الجدول (58) قيم معاملات نموذج الانحدار الخطي (ميل المتغير المستقل) الذي يمثل ويُكمّم أثر العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية. تستخدم هذه المعاملات في صياغة معادلة هذا النموذج، وبناء على هذه النتائج فإن معادلة النموذج غير القياسية هي:

الالتزام الوظيفي عند الموظف = 21.897 + 0.423 * العدالة التنظيمية

أما المعادلة القياسية فهي: الالتزام الوظيفي عند الموظف = 0.591 * العدالة التنظيمية

الجدول (58): مُعامِلات نموذج أثر العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي

النموذج		**المُعامِلات غير القياسية**		**المُعامِلات القياسِية**	**تاء (t)**	**الاحتمال (p)**
		المُعامِل (B)	**الخطأ القياسي**	**المُعامِل (β)**		
1	**الثابت (القاطع الصّادي)**	21.897	1.648		13.291	0.000
	العدالة التنظيمية	0.423	0.030	0.591	14.27	0.000

من الجدير بالذكر أن نموذج الانحدار الخطي السابق عرّف العدالة التنظيمية بمجموع إفادات أفراد عينة الدراسة على كل جمل أبعاد العدالة التنظيمية الأربعة، وهي عدالة التوزيعات وعدالة الإجراءات وعدالة التعاملات وعدالة المعلومات والعدالة الشخصية. ولتحديد الأثر الفردي لكل بعد من أبعاد العدالة التنظيمية المدروسة في الالتزام الوظيفي عند موظفي الوزارات الأردنية وتقدير قدرة هذه المتغيرات مجتمعة على التنبؤ بالالتزام الوظيفي، طبّق الباحث تحليل الانحدار الخطّيّ المتعدّد، وتَكوَّنَ هذا النموذج من متغير تابع واحد، هو الالتزام الوظيفي، وأربعة متغيرات مستقلة، هي عدالة التوزيعات وعدالة الإجراءات وعدالة المعلومات والعدالة الشخصية. وأُدخلت هذه المتغيراتُ إلى النموذج بالطريقة التدريجية (Stepwise Method). وتناقش الفقرات التالية أهم النتائج. يوضح الجدول (59) أن طريقة إدخال أبعاد العدالة التنظيمية إلى نماذج الانحدار المتعدد كمتغيرات مستقلة كانت الطريقة المتدرجة (StepwiseMethod)، ويبيّن هذا الجدول أسس إدخال وحذف المتغيرات المستقلة من النماذج. ويتضّح أن نموذج الانحدار الأول كان نموذج انحدار بسيط تكوّن من متغير مستقل واحد، هو عدالة المعلومات، وبُني النموذج الثاني – وكان نموذج انحدار متعدد – من النموذج الأول بعد إضافة العدالة الشخصية إليه كمتغير مستقل ثان، وبُني النموذج الثالث – وكان نموذج انحدار متعدد أيضا – من النموذج الثاني بعد إضافة العدالة التوزيعية إليه كمتغير مستقل ثالث. يكشف هذا الجدول كذلك عن أن عدالة الإجراءات لم تدخل في أي نموذج من هذه النماذج الثلاثة، وسبب ذلك أن أثرها في الالتزام الوظيفي لم يكن ذا دلالة إحصائية.

الجدول (59): متغيرات نموذج الانحدار المتعدد المستقلة وأسس الإدراج والحذف

النموذج	**المتغيرات المستقلة للنموذج**		**مقياس الإدراج أو الطرح**
	المدرجة	**المطروحة**	
1	عدالة المعلومات	عدالة الإجراءات	- طريقة إدخال المتغيرات الطريقة التدرّجية - احتمال (F) للإدراج ≤ 0.50
2	العدالة الشخصية		
3	العدالة التوزيعية		

هذا وتوضح النتائج الواردة في الجدول (60) أن قيمة الاحتمال (p) كانت (0.000) لكل نموذج من نماذج الانحدار الخطّيّ الثلاثة. وحيث أن هذه القيمة أقلّ من مستوى الدلالة المعنوية (α = 0.05) يرفض الباحث الفرضيات العدمية المرتبطة بالنماذج الثلاثة، ويقبل الفرضيات البديلة، ويستنتج أن هناك أثرا ذا دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) في الالتزام الوظيفي عند موظفي الوزارات الأردنية لكل من (1) عدالة المعلومات منفردة، و (2) عدالة المعلومات والعدالة الشخصية معا، و (3) عدالة المعلومات والعدالة الشخصية والعدالة التوزيعية مجتمعة.

الجدول (60): تحليل التباين (ANOVA) في نموذج أثر أبعاد العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي

النموذج		مجموع المربّعات	درجة الحرّيّة	المربع المتوسط	الدّالّ الإحصائي (*F*)	الاحتمال
المتغير التابع: الالتزام الوظيفي ـ المتغير المستقل: عدالة المعلومات						
1	**الانحدار**	10930.489	1	10930.489	159.725	0.000
	المتبقّي	26004.548	380	68.433		
	الكلّيّ	36935.037	381			
المتغير التابع: الالتزام الوظيفي- المتغيرات المستقلة: عدالة المعلومات، والعدالة الشخصية						
2	**الانحدار**	12599.264	2	6299.632	98.109	0.000
	المتبقّي	24335.773	379	64.210		
	الكلّيّ	36935.037	381			
المتغير التابع: الالتزام الوظيفي- المتغيرات المستقلة: عدالة المعلومات، والعدالة الشخصية، والعدالة التوزيعية						
3	**الانحدار**	13053.507	3	4351.169	68.871	0.000
	المتبقّي	23881.530	378	63.179		
	الكلّيّ	36935.037	381			

تدعم نتائج تحليل الارتباط، وهي جزء من نتائج مُلخّص نموذج آثار أبعاد العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي المُدرجة في الجدول (61)، نتائج فحص التباين (الجدول 60)، وتدل هذه النتائج على وجود علاقات موجبة متوسطة القوة وذات دلالة إحصائية بين الالتزام الوظيفي وكل من (1) عدالة المعلومات (*R* = .544)، و (2)عدالة المعلومات والعدالة الشخصية معا (*R* = .584)، و (3) عدالة المعلومات والعدالة الشخصية والعدالة التوزيعية معا (*R* = .594). هذا وتُبيّن نتائجُ تحليل الارتباط الأخرى (الجدول 61) أن قيمة معامل التحديد (R^2) للنموذج الثالث هي الأعلى (R^2 = .353)، ما يعني أن أبعاد العدالة التنظيمية الثلاثة عدالة المعلومات والعدالة الشخصية والعدالة التوزيعية مجتمعة لها قدرة تنبؤية أعلى بالالتزام الوظيفي من أي بعد مستقل أو بعديْن معا؛ فالنموذج الثالث يفسّر (35.3%) من التباينات بين أفراد عينة الدراسة في الالتزام الوظيفي. وبناء على هذه النتيجة يعتمدُ الباحثُ النموذج الثالث لأنه الأقدر على التنبؤ بالالتزام الوظيفي عند موظفي الوزارات الأردنية من أي نموذج آخر.

الجدول (61): مُلخّص نماذج آثار أبعاد العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي

النموذج	النموذج (1)*	النموذج (2)**	النموذج (3)***
معامل الارتباط (*R*)	**0.544**	**0.584**	**0.594**
معامل التحديد (R^2)	**0.296**	**0.341**	**0.353**
معامل التحديد المعدل	**0.294**	**0.338**	**0.348**

* المتغير التابع: الالتزام الوظيفي؛ المتغير المستقل: عدالة المعلومات.
** المتغير التابع: الالتزام الوظيفي؛ المتغيرات المستقلة: عدالة المعلومات، والعدالة الشخصية..
*** المتغير التابع: الالتزام الوظيفي؛ المتغيرات المستقلة: عدالة المعلومات، والعدالة الشخصية، والعدالة التوزيعية.

يوجز الجدول (62) قيم المعاملات (الميول والقواطع الصّاديّة) لنماذج الانحدار الخطي الثلاثة قيد الدراسة التي تتنبأ بالالتزام الوظيفي عند الموظفين في الوزارات الأردنية مستخدمة أبعاد العدالة التنظيمية كمتغيرات مستقلة. تُفيد هذه المعاملات في صياغة معادلات كل نموذج من هذه النماذج، وبناء على هذه النتائج فإن معادلة النموذج الثالث غير القياسية هي:

الالتزام الوظيفي = 20.471 + 0.684 * عدالة المعلومات + 0.679 * العدالة الشخصية + 0.359 * العدالة التوزيعية

أما المعادلة القياسية فهي:

الالتزام الوظيفي = 0.327 * عدالة المعلومات + 0.252 * العدالة الشخصية + 0.126 * العدالة التوزيعية

الجدول (62): مُعامِلات نماذج آثار أبعاد العدالة التنظيمية في الالتزام الوظيفي

النموذج		المُعامِلات غير القياسية		المُعامِلات القياسية	تاء (*t*)	الاحتمال (*p*)
		المُعامِل (*B*)	الخطأ القياسي	المُعامِل (*β*)		
1	الثابت (القاطع الصّادي)	27.991	1.387		20.186	0.000
	عدالة المعلومات	1.138	0.090	0.544	12.638	0.000
2	الثابت (القاطع الصّادي)	22.304	1.746		12.773	0.000
	عدالة المعلومات	0.774	0.113	0.370	6.870	0.000
	العدالة الشخصية	0.739	0.145	0.275	5.098	0.000
3	الثابت (القاطع الصّادي)	20.471	1.862		10.994	0.000
	عدالة المعلومات	0.684	0.117	0.327	5.857	0.000
	العدالة الشخصية	0.679	0.146	0.252	4.663	0.000
	العدالة التوزيعية	0.359	0.134	0.126	2.681	0.008

للتنويه مرة اخرى، يمكن استخدام معادلة الانحدار الخطّيّ غير القياسية للتنبؤ بمجموع نقاط موظف الوزارة الأردنية على مقياس الالتزام الوظيفي إذا كان مجموع إفادات هذا الموظف على مقياس العدالة التنظيمية معلوما. وتُستخدم المعادلةُ القياسية في المقارنات بين الدراسات المماثلة التي تختلف عن الدراسة الحالية في فترة الدراسة أو الوزارات المدروسة أو عدد أفراد العينة أو مستوى الدلالة المعنوية (الإحصائية) المُطبّق.

5. مناقشة النتائج والتوصيات

5.1 تمهيد

في هذا البحث سوف يناقش الباحث نتائج اختبار التحليل الإحصائي، ثم يقدم التوصيات والمحددات البحثية والإسهامات العملية التي توصل إليها ومن ثم يقدم توصيات للابحاث المستقبلية.

5.2 مناقشة النتائج

سيقوم الباحث في هذا الباب بمناقشة نتائج دراسته مع الدراسات السابقةمن حيث الموافقة والإختلاف من خلال مناقشة مستويات العدالة التنظيمية والإلتزام الوظيفي، بالاضافة لمناقشة نتائج دراسة الأبعاد المنفصلة للعدالة التنظيمية وبيان الفروقات ومقدار تأثيرها في أبعاد الإلتزام الوظيفي.

5.2.1 مناقشة نتائج الإحصاء الوصفي

كشفت نتائج التحليل الوصفي عن وجود مستوى منخفض لعدالة التوزيعات في الوزارات الأردنية المدروسة حيث كانت البعد الأقل مستوى من بين أبعاد العدالة التنظيمية وقد يعزى السبب الى وجود خلل في جانبين من جوانب عدالة التوزيعات وهما أولاً، نظام المكافآءات مقابل ما يقوم به الموظف من إنجازات إضافية داخل الوزاراة، وثانيا مسألة ضعف تناسب الدخول الشهرية للموظفين مع مؤهلاتهم العلمية وخبراتهم في العمل كانت قليلية جدا ايضا حيث تتوافق هذه النتائج مع دراسة (أبو حسين،2017) التي أوصت بمراعاة العدالة التوزيعية بأنظمة الأجور والحوافز المالية وغير المالية والترقيات اعتمادا على مبدأ الكفاءة والجدارة ومستوى الأداء، ودراسة (Srivastava,2015) الذي ابرزت نتائج دراسته التي قام بها بفحص ومقارنة آثار أبعاد مختلفة من أبعاد العدالة التنظيمية في النواتج المُرتبطة بالعمل، خاصة الالتزام التنظيمي، في أوساط مختصّي الرعاية الصحية في مستشفيات القطاع الحكومي في الهند، ان بعد عدالة التوزيعات كان هو الأضعف بين باقي أبعاد العدالة الأخرى وهنالك حاجة ماسة لمراعاته . ولم تتفق الدراسة الحالية مع دراسة (Diab, 2015) والتي هدفت إلى تحديد أثر العدالة التنظيمية في رضا الموظفين وأدائهم في مستشفيات وزارة الصحة في عمّان التي وجدت ان عدالة التوزيعات هي البعد ذا المستوى الأعلى من بين جميع الأبعاد التي تمت دراستها. ولقد أسفرت النتائج عن وجود مستوى منخفض للعدالة الإجرائية داخل الوزارات الأردنيةالمدروسة وهذا يتوافق مع دراسة (Chou et al., 2013) و دراسة (Salajeghea & Asgharpour, 2014). حيث نوه الباحثان أن المنظمات التي تتجاهل عدالة الإجراءات تعرض نفسها لخطرعدم الامتثال للقواعد والإجراءات في المنظمة ، وفي بعض الحالات ، انخفاض الرضا الوظيفي. وتوافقت الدراسة مع دراسة (القهيوي،2015) والتي هدف بها للتعرف على مستوى إدراك العاملين للعدالة التنظيمية وأبعادها في شركات البوتاس

الأردنية، حيث وجدت دراسته ان هنالك مستوى منخفض من العدالة الإجرائيةحيث قام الباحث بتقديم عدد من التوصيات بهذا الشأن ومنها إعطاء الموظفيين الفرصة للمشاركة في عملية صنع القرارات الإدارية خصوصا تلك القرارات التي تمس عملهم مشكل مباشر حيث ان عملية التمكين هذا اذا ما تم تطبيقها سوف تنعكس بشكل ايجابي على أداء المهام المطلوبة منهم. ولم تتوافق النتائج الحالية مع دراسة (دراوشة،2017) التي هدفت فيها إلى الكشف عن تقدير درجة ممارسة العدالة التنظيمية وعلاقتها بالثقة التنظيمية ، وتبين أنمستوىعدالة الاجراءات أعلى من غيرها من باقي أبعاد العدالة، واسندت الباحثة هذه النتيجة إلى شعور العاملين بالعدالة في توفير المعلومات لجميع العاملين دون استثناء حيث تقوم الإدارة بتوضيح القرارات الإدارية للعاملين بوسائل تكنولوجية، وقد تعزى هذه النتيجة إلى تطبيق إدارة الجامعة للقانون، والكفاءة الإدارية والمهنية العالية التي يتمتع بها أعضاء هيئة التدريس في جامعاتهم. وجدت الدراسة أن بُعد العدالة الشخصية كان البعد ذو المستوى الأعلى بين باقي أبعاد العدالة التنظيمية داخل الوزارات المدروسة وهذه النتائج توافقت مع دراسة (Ledimo, 2015) ودراسة (Srivastava, 2015) اللتان وجدتا أن بُعد العدالة الشخصة ذا المستوى الأعلى في المنظمات المدروسة من باقي أبعاد العدالة التنظيمية.

كشفت نتائج التحليل عن وجود مستوى متوسط لعدالة التعاملات (Overall Interactional Justice) في الوزارات الأردنية المدروسة حيث كانت ذات أثر دال إحصائيا في الإلتزام الوظيفي بجميع أبعاده، وهذا يتوافق مع دراسة (Chou et al., 2013) التي قام الباحثيين فيها بإسناد هذه النتيجة لطبيعة البيئة التنظيمية وثقافة الأفراد – الموظفين الحكوميين - في دائرة الضريبة التايوانية، حيث يهتم الأفراد هنالك في السلوكيات والقرارات المتعلقة بعدالة التعاملات والعدالة التوزيعية أكثر من أي نوع عدالة أخر. وتوافقت الدراسة الحالية معدراسة (Salajeghea & Asgharpour, 2014) التي أظهرت نتائج تحليل الارتباط أللذان قاما به بأن علاقات الالتزام الوظيفي عند الموظفين الحكوميين في دائرة ضريبة محافظة كيرمان في إيران مع أبعاد العدالة التنظيمية المدروسة (العدالة التوزيعية، وعدالة الإجراءات، وعدالة التعاملات)، حيث استنتج الباحثان من خلال النتائج أنه يمكن تحقيق مستويات التزام وظيفي مرتفعة في مؤسسات القطاع الحكومي بواسطة تحقيق العدالة التظيمية، خاصة عدالة المعاملات، وتكريسها بأكبر قدر ممكن. تبين ان مستويات عدالة المعلومات في الوزارات الأردنية المدروسة هي درجة متوسطة، وأعزى الباحث السبب في ذلك أن البيانات والمعلومات المتعلقة بالعمل في الوزارات الأردنية المدروسة تُوثق وتُنشر وتُعمم بطريقة عمليّة، حيث وافق على ذلك أكثرُ الموظفين من أفرادِ عينة الدراسة.وهنا يتفق الباحث مع أراء الباحثين (Chou et al., 2013) في أن الفشل في تعزيز العدالة في أي منظمة قد ينتج عنه سلوكيات صريحة قد تؤدي إلى نقص الرغبة في مشاركة المعلومات والمعرفة الهامة داخل المنظمة مما يؤدي إلى تدهور الأداء فيها.

5.2.2 أثر العدالة التنظيمية في الإلتزام الوظيفي

هدفت هذه الدراسة لبيان أثر العدالة التنظيمية في الإلتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية بالإضافة الى دراسة تأثير كل بعد من أبعاد العدالة التنظيمية في أبعاد الإلتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية، ومن خلال التحليل وجد الباحث ان للعدالة التنظيمية علاقة موجبة متوسطة القوة وذات دلالة إحصائية في الالتزام الوظيفي وهذا يتوافق مع دراسات (Salajeghea & Asgharpour ,2014 ; Chou et al., 2013; Mukherjee et al. ,2016).

5.2.3 أثر أبعاد العدالة التنظيمية في أبعاد الإلتزام الوظيفي

1- تبين ان عدالة التوزيعات كانت ذات دلالة إحصائية في كل من أبعاد الإلتزام الوظيفي ما عدا الإلتزام الإستمراري وحيث أن نتنائج تحليل التباين كشفت عن عدم وجود أثر ذي دلالةإحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) له أي – الإلتزام الإستمراري –وهذا ما يدعو الى ضرورة دراسة أبعاد العدالة التنظيمية في أبعاد الإلتزام الوظيفي بشكل أكبر.

2- ظهر أن العدالة الإجرائية كان تأثيرها غير دال إحصائيا ومثبط عندما تم فحصها مع باقي أبعاد العدالة وهذا يتوافق مع دراسة (Chou et al., 2013) و دراسة (Salajeghea & Asgharpour, 2014) الذي كشفت نتائج تحليل العامل التوكيدي (Confirmatory Factor Analysis) لديهما عن أن عدالة الإجراءات ليس لها أثرٌ دالٌ إحصائيا في الالتزام الوظيفي. ولكن تبين أنها – العدالة الإجرائية- كانت دالة إحصائيا عند دراستها منفردة في كل بعد من أبعاد الإلتزام الوظيفي منفردة في هذه الدراسة.

3- تبين ان لعدالة التعاملات أثر موجب ودال إحصائيا في جميع ابعاد الإلتزام الوظيفي، حيث كان أقواها علاقة عدالة التعاملات مع الإلتزام وهذا يتوافق مع دراسة (Chou et al., 2013)، ودراسة (Salajeghea & Asgharpour, 2014)، التي وجدت ان عدالة التعاملات هي الأقوى تأثير بين باقي أبعاد العدالة التنظيمية الأخرى في الإلتزام الوظيفي.

4- أظهرت النتائج ان لعدالة المعلومات أثر موجب متوسط القوة في كل من الإلتزام العاطفي والمعياري ولكنها كانت ذات دلالة موجبة وضعيفة في بعد الإلتزام المعياري في الوزارات المدروسة.

5- وجدت الدراسة أن لبعد العدالة الشخصية أثر موجب دال إحصائيا في جميع أبعاد الإلتزام الوظيفي وكان أضعفها أثرها مع الإلتزام الإستمراري.

6- تبين أن هناك أثرا ذا دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (0.05) في الالتزام الوظيفي عند موظفي الوزارات الأردنية المدروسة لكل من (1) عدالة المعلومات منفردة، و (2) عدالة المعلومات والعدالة الشخصية معا، و(3) عدالة

المعلومات والعدالة الشخصية والعدالة التوزيعية مجتمعة. يعني أن أبعاد العدالة التنظيمية الثلاثة عدالة المعلومات والعدالة الشخصية والعدالة التوزيعية مجتمعة لها أقوى تأثير بالالتزام الوظيفي من أي بعد مستقل أو بعديْن معا من العدالة التنظيمية، وان لهم أكبر قدرة تنبؤية في الإلتزام الوظيفي.

5.3 التوصيات

بعد ان تمت مناقشة النتائج يقدم الباحث بعض التوصيات التي قد تفيد الوزارات الأردنية:

1- ضرورة تنمية مستويات العدالة التنظيمية وخاصة عدالة التوزيعات والتركيز على أهمية توافق دخل الموظف مع مستواه الأكاديمي وخبرته العملية.
2- تحسين نظام المكافاءات في الوزارات الأردنية لما لها من أثر كبير في ارتفاع مستوى إحساس الموظفين بالعدالة.
3- الإهتمام بدعم الموظفين وإعطائهم حوافز مادية وغير مادية خاصة عند قيامهم بأعمال إضافية داخل الوزارة.
4- إطلاع الموظفين بشكل أكبر على القرارات ذات العلاقة بعمله مباشرة وخاصة قبل إتخاذها لما لها من أثر إيجابي على إلتزامه الوظيفي.

5.4 الإسهامات العملية للدراسة

ان دراسة أثر العدالة التنظيمية في الإلتزام الوظيفي في الوزارات الأردنية لها العديد من الإسهامات العملية التي قد تفيد الوزارات والذي بدوره قد يفيد القطاع العام في المملكة بشكل خاص ويتم ذلك من خلال زيادة إدراكهم لمفهوم العدالة التنظيمية والتركيز عليها وجعلها أولوية في المقام الأول ومعرفة العوامل التي تتأثر بها والعوامل التي تؤثر بها، لأنه كمحصلة لذلك سوف ينعكس هذا على إلتزامهم الوظيفي الذي بدوره سوف يزيد من كفاءة وأداء المنظمة ككل. وعند قيام الوزارات بتوسيع معرفتها حول العوامل المؤثرة في العدالة التنظيمية والإلتزام الوظيفي فيمكنهم ذلك من إزالة او التقليل من تلك العوامل التي تؤثر سلبا على عملية تطبيق مفهوم العدالة التنظيمية مستقبلا. وكما وجدت دراسة (Chou et al., 2013) ان العدالة التنظيمية هي من أكثر العوامل التنظيمية تأثيرا في الإلتزام الوظيفي وأن غياب العدالة المدركة من قبل الموظفين سيؤدي الى تقليل مستوى الإلتزام والأداء الوظيفي لهم والذي ينعكس بشكل سلبي على المنظمة ككل. بالإضافة الى دراسة (Mukherjee et al. ,2016) التي وجدت أن الإلتزام الوظيفي يزيد وينقص تبعا لمستويات العدالة التنظيمية. ولذلك فأنه من الحكمة للوزارات الأردنية واي تنظيم ان يراعي مستويات العدالة فيها.

5.5 محددات الدراسة

تمثلت محددات الدراسة ان هنالك عدد قليل جدا من الدراسات التي درست الإلتزام الوظيفي وهذا قد خلق لبس في التفريق بين الإلتزام التنظيمي والإلتزام الوظيفي. بالإضافة إلى قلة الدراسات التي درست العدالة التنظيمية مع الإلتزام الوظيفي في منظمات القطاع العام. وتمثلت مسألة محدوديةُ وقصور تغطيةِ أبعادِ العدالةِ التنظيميةِ في الأدبِ المنشور حتى الأن إحدى محددات هذه الدراسة أيضا ؛ فكما تم التنويه في مشكلة الدراسة الحالية، فلمْ تتمَّ دراسةُ كل أبعاد العدالة التنظيمية في الدراسة الواحدة إلا نادرا، وهي قضيةٌ انتبه إليها عدد قليل من الباحثين، ومنهم نِكلِن وآخرون (Nicklin et al., 2014) وسريفاستافا (Srivastava, 2015) لهذا فأن الدراسة الحالية توفر فهم أفضل لهذان المتغيران. بالإضافة إلى عدم وجود مقياس خاص بالإلتزام الوظيفي يمكن الإعتماد عليه بدلا من صياغة مقياس الإلتزام التنظيمي بشكل يتناسب مع الإلتزام الوظيفي.

5.6 توصيات للابحاث المستقبلية

1- ضرورة إجراء أبحاث بصورة أكبر على الإلتزام الوظيفي وبيان الفرق بينه وبين أنواع الإلتزام الأخرى مثل الإلتزام التنظيمي.
2- دراسة أبعاد العدالة منفردة وأبعاد الإلتزام الوظيفي في ظل وجود عوامل وسيطة مثل الرضا و الإرتباط الوظيفي.
3- إجراء هذا النوع من الدراسات في بيئات مختلفة لمعرفة مدى تأثير هذه المتغيرات وطبيعة العلاقات بينها بشكل أكبر.
4- القيام بعمل دراسات التي تستقصي العواملَ المؤثرةَ في العدالة التنظيمية بشكل أكبر.
5- بالاستناد للدراسات السابقة مثل (Alananzeh et al., 2018; AlHarrasi & AL-Lozi, 2015, 2016; AlHrassi et al., 2016; AL-Syaidh et al., 2016; Ammari et al., 2017 ; Altamony & Gharaibeh, 2017) بحث كيفية تفعيل اساليب الادارة الحديثة من أجل تحقيق الإلتزام الوظيفي الأمثل.

أولا: المراجع العربية

أبو حسين، ا. م. م. (2017). أثر العدالة التنظيمية على الفاعلية التنظيمية في الشركات الصناعية المساهمة العامة الأردنية. المجلة الاردنية فى إدارة الاعمال (الاردن)، مج13، ع3 ، 331 - 349.

دراوشة، نجوى (2017)، العدالة التنظيمية السائدة في الجامعات الأردنية وعلاقتها بالثقة التنظيمية من وجهة نظر أعضاء هيئة التدريس. المجلة الأردنية في العلوم التربوية، 13(3)، 373-388.

القهيوي، ليث (2015). العدالة التنظيمية وتأثيرها في تحسين كفاءة الأداء في الشركات الصناعية: دراسة حالة شركة البوتاس الأردنية. دراسات - العلوم الإدارية (الأردن)، مج42، ع1 ، 341 - 359.

النعيمي، محمد (2011)، الإحصاء التطبيقي، عمان: دار وائل للنشر.

ثانيا: المراجع الأجنبية

References

Alananzeh, O., Jawabreh, O., Al-Mahmoud, A., & Hamada, R. (2018). The Impact of Customer Relationship Management on Tourist Satisfaction: The Case of Radisson Blue Resort in Aqaba City. Journal of Environmental Management and Tourism, 2(26), 227-240.

AlHarrasi, J., & AL-Lozi, M. (2015). The Role of Innovation Management and Technological Innovation on Organizational Effectiveness. 4th Scientific & Research Conference on New Trends in Business, Management and Social Sciences (COES&RJ-TK15/1), Istanbul, Turkey.

AlHarrasi, J., & AL-Lozi, M. (2016). The Role of Innovation Management and Technological Innovation on Organizational Effectiveness: A Theoretical Model. Journal of Social Sciences (COES&RJ-JSS), 5(1), 80-95.

AlHrassi, J., Al-Lozi, M., & Irtaimeh, H. (2016). The Impact of Management Innovation and Technological Innovation on Organizational Effectiveness: An Empirical Study from Managerial Staff Perspective in Sultan Qaboos University. Journal of Social Sciences (COES&RJ-JSS), 5(3), 309-339.

Almajali, D., Mansour, K., & Maqableh, M. (2016). The Impact of Electronic Supply Chain Management Usage on Firm's Performance. International Journal of Communications, Network and System Sciences, 9(6), 280-293.

AL-Syaidh, N., Al- Lozi, M., & AlHarrasi, J. (2016). Transformational Leadership and its Role on the Effectiveness of Employees' Behavior: A Theoretical Study. Journal of Business & Management (COES&RJ-JBM), 4(1), 14-35.

Altamony, H., & Gharaibeh, A. (2017). The Role of Academic Researcher to Mintzberg's Managerial Roles. International Journal of Business Management and Economic Research, 8(2), 920-925.

Ammari, G., Alkurdi, B., Alshurideh, M., & Alrowwad, A. (2017). Investigating the Impact of Communication Satisfaction on Organizational Commitment: A Practical Approach to Increase Employees' Loyalty. International Journal of Marketing Studies, 9(2), 113-133.

Beavers, A.S., Lounsbury, J.W., Richards, J.K., Huck, S.W., Skolits, G.J., & Esquivel, S.L. (2013). Practical Considerations for Using Exploratory Factor Analysis in Educational Research. Practical Assessment, Research & Evaluation, 18(6), 1-13.

Chou, T., Chou, S.T., Jiang, J.J., & Klein, G. (2013). The Organizational Citizenship Behavior of IS Personnel: Does Organizational Justice Matter? Information & Management, 50, 105-111.

Coetzee, M., Schreuder, D., & Tladinyane, R. (2014). Employees' Work Engagement and Job Commitment: The Moderating Role of Career Anchors. Journal of Human Resource Management, 12(1), 1-12.

Costello, A.B., & Osborne, J.W. (2005). Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the most from your Analysis. Practical Assessment, Research and Evaluation, 10(7).

Cronbach, L. (1970). Essentials of Psychology Testing. Harper & Row, New York, USA.

Diab, S.M. (2015). The Impact of Organizational Justice on Workers Performance and Job Satisfaction in the Ministry of Health Hospitals in Amman. International Business Research, 8(2), 187-197.

Field, A. (2005). Discovering Statistics Using SPSS. 2nd Edition, Sage, London.

Fornell, C., & Larcker, F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. Journal of Marketing Research, 18(1), 39-50.

Hair, J.F., Black, B., Babin, B., Anderson, R.E., & Tatham, R.L. (2005). Multivariate Data Analysis. NJ: Prentice Hall.

Hinton, P.R., Brownlow, C., McMurray, I., & Cozens, B. (1980). SPSS Explained, Routledge, London.

Hinton, P.R., Brownlow, C., McMurvay, I., & Cozens, B. (2004). SPSS Explained, East Sussex, England: Routledge Inc.

Kaiser, H.F. (1960). The Application of Electronic Computers to Factor Analysis. Educational and Psychological Measurement, 20(1), 141-151.
Kaiser, H.F. (1974). An Index of Factorial Simplicity. Psychometrika, 39(1), 31-36.

Krejcie, R.V., & Morgan, D.W. (1970). Determining Sample Size for Research Activities. Educational and Psychological Measurement, 30, 607-610.

Ledimo, O.M. (2015). An Exploratory Study of Factors Influencing Organizational Justice among Government Employees. The Journal of Applied Business Research, 31(4), 1549-1562.

McNeil, V.H., Cox, M.E., & Preda, M. (2005). Assessment of Chemical Water Types and their Spatial Variation Using Multi-Stage Cluster Analysis, Queensland, Australia. Journal of Hydrology, 310(1-4), 181-200.

Mowday, R.T., Porter, L.W., & Steers, R.M. (1982). Employee-Organization Linkage, The Psychology of Commitment Absenteeism, and Turn over, London: Academic Press Inc.

Mukherjee, S., Singh, A., & Mehrotra, S. (2016). Organizational Justice in relation to Competence, Commitment and Self Motivation. The International Journal of Indian Psychology, 3(2), 33-59.

Nicklin, J.M., McNall, L.A., Cerasoli, C.P., Strahan, S.R., & Cavanaugh, J.A. (2014). The Role of Overall Organizational Justice Perceptions within the Four-Dimensional Framework. Social Justice Research, 27, 243-270.

Niehoff, B.P., & Moorman, R.H. (1993). Justice as a Mediator of the Relationship between Methods of Monitoring and Organizational Citizenship Behavior. Academy of Management Journal, 36(3), 527-556.

Nunnaly, J. (1978). Psychometric Theory. New York: McGraw-Hill.

Obeidat, O., Sweis, R., Zyod, D., & Alshurideh, M. (2012). The Effect of Perceived Service Quality on Customer Loyalty in Internet Service Providers in Jordan. Journal of Management Research, 4(4), 224-242.

Oludeyi, O.S. (2015). A Reviewof Literature on Work Environmentand Work Commitment: Implication for Future Research in Citadels of Learning. Journal of Human Resource Management, 18(2), 32-46.

Rai, G.S. (2013). Impact of Organizational Justice on Satisfaction, Commitment and Turnover Intention: Can Fair Treatment by Organizations make a Difference in their Workers’ Attitudes and Behaviors? International Journal of Human Sciences, 10(2), 260-284.

Reichers, A.E. (1985). A Review and Conceptualization of Organizational Commitment. Academy of Management Review, 10, 465-476.

Reimann, C., Filzmoser, P., Garrett, R.G. (2002). Factor Analysis Applied to Regional Geochemical Data: Problems and Possibilities. Applied Geochemistry, 17(3), 185-206.

Salajeghea, S., & Asgharpour, L. (2014). Studying the Relationship between Organizational Justice and Staff Job Commitment a Case Study of Kerman State Tax Administration Staff. Scientific Journal of Review, 3(8), 898-908.

Srivastava, U.R. (2015). Multiple Dimensions of Organizational Justice and Work-Related Outcomes among Health-Care Professionals. American Journal of Industrial and Business Management, 5, 666-685.

Tabachnick, B.G., & Fidell, L.S. (2007). Using Multivariate Statistics (5th ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.

Tarhini, A., Al-Badi, A., Almajali, M., & Alrabayaah, S. (2017). Factors Influencing Employees’ Intention to Use Cloud Computing. Journal of Management and Strategy, 8(2), 47.

Umoh, G.I., Amah, E., & Wokocha, I.H. (2014). Employee Benefits and Continuance Commitment in the Nigerian Manufacturing Industry. IOSR Journal of Business and Management, 16(2), 69-74.

Wu, M.L. (2008). The Practice of Multivariate Analysis. Taipei: Wu-Nan Book.

Yong, A.G., & Pearce, S. (2013). A Beginner's Guide to Factor Analysis: Focusing on Exploratory Factor Analysis. Tutorials in Quantitative Methods for Psychology, 9(2), 79-94.

Yusoff, M.S. (2011). Psychometric Properties of the Learning Approach Inventory: A Confirmatory Factor Analysis. Education in Medicine Journal, 3(2), 24-31.

Zhang, Y., Zhang, J., Lease, M., & Gwizdka, J. (2014). Multidimensional Relevance Modeling via Psychometrics and Crowdsourcing. Proceedings of the 37th International ACM SIGIR Conference on Research and Development in Information Retrieval, ACM SIGIR '14, 06-11 July 2014, pp. 435-444. Gold Coast, QLD, Australia.